

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LES FACTEURS DU MODÈLE DE FAMA ET FRENCH :
CAS DU MARCHÉ DES ACTIONS CANADIENNES

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE
(ÉCONOMIE FINANCIÈRE)

PAR
IMEN LIMAIE

MARS 2009

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je dédie ce mémoire à ma famille et à mes amis pour leur soutien moral.

Je tiens à remercier mon directeur de recherche Monsieur Douglas Hodgson, professeur au département des sciences économiques à l'Université du Québec à Montréal, de m'avoir guidé durant la période de réalisation de ce travail et pour ses précieux conseils.

Mes remerciements s'adressent également aux membres de jury qui ont évalué mon mémoire, ainsi qu'au corps professoral et au personnel administratif du département des sciences économiques de l'UQÀM.

Enfin, je tiens à remercier aussi tous ceux qui m'ont aidé de loin ou de près dans l'élaboration de ce travail.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	iv
LISTE DES TABLEAUX	v
RÉSUMÉ	vi
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
LE MÉDAF	4
1.1 Définition	4
1.2 Hypothèses du MÉDAF	6
1.3 Dérivation du MÉDAF	7
1.4 Anomalies et problèmes du MÉDAF	11
CHAPITRE II	
LE MODÈLE À TROIS BÉTA DE FAMA ET FRENCH (1992, 1993)	14
2.1 Un modèle multifactoriel	14
2.2 Description du modèle	15
2.3 Principaux résultats	17
2.4 Théorie et interprétations	23
CHAPITRE III	
ÉTUDE EMPIRIQUE DES TROIS DÉTERMINANTS DU RENDEMENT	29
3.1 Données et méthodologie	29
3.2 Analyse des statistiques descriptives des portefeuilles	35
3.3 Étude des trois modèles unifactoriels	40
3.4 Application du modèle de FF	45
CONCLUSION	50
NOTES	54
BIBLIOGRAPHIE	58

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
1.1 Modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF)	6
1.2 La droite de marché des capitaux	10

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
3.1 Statistiques descriptives relatives aux variables: CB et Ratio VC/VM, sur la période d'étude	35
3.2 Statistiques descriptives relatives aux trois variables explicatives: $r_m - r_f$, PMG et EMF, pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois)	36
3.3 Statistiques descriptives relatives aux variables expliquées (six portefeuilles classés selon la CB et le ratio VC/VM), pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois)	38
3.4 Régressions en séries chronologiques des six portefeuilles (classés selon la CB et le ratio VC/VM) expliqués, pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois); Cas du modèle unifactoriel : le MÉDAF (ayant la prime du risque du marché comme variable explicative): $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i [r_{m,t} - r_{f,t}] + e_{i,t}$	40
3.5 Régressions en séries chronologiques des six portefeuilles (classés selon la CB et le ratio VC/VM) expliqués, pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois); Cas du modèle unifactoriel, ayant la prime du risque de CB (PMG) comme variable explicative: $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + s_i PMG_t + e_{i,t}$	42
3.6 Régressions en séries chronologiques des six portefeuilles (classés selon la CB et le ratio VC/VM) expliqués, pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois); Cas du modèle unifactoriel, ayant la prime du risque du ratio VC/VM (EMF) comme variable explicative: $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + h_i EMF_t + e_{i,t}$	43
3.7 Régressions en séries chronologiques des six portefeuilles (classés selon la CB et le ratio VC/VM) expliqués, pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois); Cas du modèle multifactoriel de FF : $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i [r_{m,t} - r_{f,t}] + s_i PMG_t + h_i EMF_t + e_{i,t}$	45

RÉSUMÉ

Pour tester les trois facteurs de Fama et French (FF) sur le marché des actions canadien, nous avons utilisé trois méthodes : l'analyse des statistiques descriptives, l'application de trois modèles unifactoriels relatifs aux trois facteurs (le portefeuille de marché, la Capitalisation Boursière (CB) et le ratio Valeur comptable/Valeur de marché (VC/VM)) et l'application du modèle à trois facteurs de FF. Notre étude prend la forme d'une analyse en séries temporelles des rendements de portefeuilles d'actions classés selon la CB et le ratio VC/VM.

Notre contribution par rapport aux études canadiennes récentes (tel que celle de L'Her, Masmoudi et Suret (2002), Francoeur (2006) et Carmichael, Coënz et L'Her (2007)) consiste à classer et à construire les portefeuilles d'une manière adaptée mais différente. Nous nous différencions aussi par l'utilisation de bases de données plus récentes et beaucoup moins utilisées. Finalement, nous nous distinguons par l'utilisation des statistiques descriptives et de l'analyse univariée, surtout que ces deux méthodes ont été appliquées par FF et négligées par la majorité des études canadiennes récentes.

À travers les trois méthodes utilisées, nous avons constaté que l'effet taille existe. Le ratio VC/VM a un effet sur le rendement sauf que nous n'avons pas observé le signe attendu pour la totalité des portefeuilles. Par ailleurs, l'effet taille domine celui du ratio VC/VM. D'un autre côté, le portefeuille du marché joue un rôle important dans l'explication du rendement.

Et puis, nos résultats montrent qu'accompagné des deux autres déterminants, le rôle de la CB prend beaucoup plus d'ampleur. Par contre, avec le modèle multifactoriel, le portefeuille du marché a un rôle légèrement moins prononcé qu'avec le MÉDAF. D'un autre côté, même si la variabilité de rendement n'est pas totalement captée par les trois facteurs de FF, leur modèle décrit beaucoup mieux le rendement que les trois autres modèles unifactoriels. De plus, chacun des facteurs a un rôle dans la capture de la variabilité du rendement. En d'autres termes, il n'y a aucune variable de trop qui devrait être éliminée du modèle.

Mots clés : modèle à trois facteurs de FF, modèle d'évaluation des actifs financiers, portefeuille du marché, ratio valeur comptable/valeur de marché, capitalisation boursière.

INTRODUCTION

Le cours boursier, et notamment le rendement, des actions est l'une des variables économiques les plus étudiées. Les universitaires et les praticiens du domaine de gestion de portefeuille ont comme principal objectif la prévision des cours boursiers de la manière la plus correcte et la plus juste possible, ce qui permettra d'élaborer des stratégies de placement réussies. En d'autres termes, ils ont comme quête permanente la détection des déterminants du rendement et la construction de modèle générateur des rendements.

Il est important de mentionner aussi que ce genre de déterminants et de modèles représente des outils de base non seulement pour élaborer des stratégies de placement, mais aussi pour estimer le coût des fonds propres des firmes ainsi que pour évaluer la performance des gestionnaires de portefeuille.

D'abord, le monde de la Finance a connu un grand bouleversement avec l'apparition du modèle d'évaluation MÉDAF proposé par Sharpe (1964), Lintner (1965) et Mossin (1966). Ce modèle présente une relation simple telle que le rendement est expliqué par la prime de risque du marché. Jusqu'à aujourd'hui, le MÉDAF est l'un des modèles d'évaluation les plus utilisés par la communauté financière, en dépit des critiques qui lui ont été adressées. C'est que divers chercheurs ont avancé que le bêta du MÉDAF est insuffisant pour expliquer le rendement; et que certains facteurs fondamentaux y jouent un rôle complémentaire. D'autres trouvent que le MÉDAF se fonde sur des hypothèses assez réductrices.

L'apparition du Modèle d'Évaluation par Arbitrage (MÉA), développé par Ross (1976), est l'une des premières réponses concrètes aux critiques du MÉDAF. Ce modèle multifactoriel, admettant la présence de plus qu'un facteur comme variables explicatives du rendement, a seulement comme condition fondamentale l'absence d'opportunités d'arbitrage, tout en négligeant les hypothèses du MÉDAF.

Par la suite, plusieurs recherches empiriques se sont succédées. Ces recherches avaient comme objet la détermination des facteurs susceptibles de mesurer le rendement. Parmi les facteurs les plus populaires, je cite : le ratio Valeur Comptable/Valeur de Marché (Stattman (1980); Rosenberg, Reid et Lanstein (1985)), la taille (Banz, 1981), le ratio bénéfice/cours (Basu, 1983), le ratio chiffre d'affaires/cours (Senchack et Martin, 1987), le levier d'endettement (Bhandari, 1988). Ces facteurs, qualifiés de fondamentaux, sont nommés anomalies du MÉDAF.

Dans ce même cadre d'apparition de modèle d'évaluation sous forme d'extension de MÉDAF et de MÉA, le modèle de Fama et French (FF, 1992, 1993) a vu le jour. C'est un modèle qui propose une spécification originale. Il explique le rendement en fonction d'un facteur de risque systématique : le portefeuille du marché, et de deux facteurs de risque spécifique : le ratio Valeur Comptable/Valeur de Marché et la taille mesurée par la Capitalisation Boursière.

Ces trois facteurs font l'objet du présent mémoire. Ainsi, notre objectif est de tester ces déterminants sur le marché des actions canadien, à travers trois méthodes. Premièrement, on analysera les statistiques descriptives des portefeuilles à construire. Deuxièmement, on effectuera une analyse univariée. En d'autres termes, on testera trois modèles unifactoriels ayant respectivement les trois variables explicatives suivantes : le portefeuille du marché, la Capitalisation Boursière et le ratio Valeur Comptable/Valeur de Marché. Troisièmement, on effectuera une analyse multivariée, c'est-à-dire qu'on testera le modèle de FF. Par ailleurs, à la lumière des résultats, on comparera les trois facteurs d'une part et les différents modèles d'une autre part. Notons que le traitement des facteurs prendra la forme d'une analyse en séries temporelles des rendements de portefeuilles d'actions classés selon la Capitalisation Boursière et le ratio Valeur Comptable/Valeur de Marché. De plus, le classement et la construction des portefeuilles d'actions d'arbitrage seront établis suivant une méthodologie adaptée à celle de FF.

Dans ce mémoire, notre contribution par rapport aux études canadiennes récentes (tel que celle de L'Her, Masmoudi et Suret (2002), Francoeur (2006) et Carmichael, Coënz et L'Her (2007)) sera principalement de caractère empirique. En d'autres termes, que ce soit pour construire les portefeuilles explicatifs ou expliqués, on répartira différemment les actions (selon la Capitalisation Boursière et le ratio Valeur Comptable/Valeur de Marché) en choisissant un nombre plus limité de classe. D'ailleurs, étant donné que notre échantillon n'est pas vraiment grand, on n'aura pas besoin de plus de classes pour notre étude. Même FF, ils ont opté pour un nombre plus important de classe (échantillon plus grand). De même, on fera une analyse univariée (déjà effectuée par FF), ce qui n'a pas été fait par ces études canadiennes. De plus, on se différenciera de la majorité des études canadiennes par le choix de bases de données plus récentes et moins utilisées pour ce type de recherche, à savoir *CFMRC* et *Stock Guide*. En fait, la majorité des auteurs canadiens utilisent la base *COMPUSTAT* (une base que plusieurs ont critiquée). Et puis, à la différence de la plupart des études canadiennes, on construira des portefeuilles équipondérés et non pondérés par la Capitalisation Boursière. Quant à notre période d'étude, elle est globalement plus courte et plus récente que celles couvertes par les autres études. Finalement, l'analyse des statistiques descriptives est un outil qui peut être utilisé pour vérifier la présence de l'effet des deux variables fondamentales. Cet outil a déjà été utilisé par FF, à la différence de la majorité des études canadiennes récentes, d'où l'intérêt de sa présence dans le présent mémoire.

Le mémoire sera organisé comme suit. Dans une première partie, on s'intéressera au modèle unifactoriel qui a servi de base pour tous les modèles d'évaluation et qui a proposé pour la première fois la variable du portefeuille de marché comme déterminant du rendement. Il s'agit du MÉDAF. On consacrera la deuxième partie à l'étude du modèle à trois facteurs de FF. De même, dans cette partie, on s'intéressera spécialement aux deux facteurs fondamentaux ajoutés par FF : la Capitalisation Boursière et le ratio Valeur Comptable/Valeur de Marché. Quant à la troisième partie, elle sera réservée à l'étude empirique des trois facteurs déjà cités. Et enfin, on terminera avec une conclusion et une ouverture pour d'autres recherches intéressantes touchant ce sujet.

CHAPITRE I

LE MÉDAF¹

1.1 Définition

C'est un modèle d'évaluation qui reflète l'équilibre général du marché réalisé à partir de la confrontation de l'offre et de la demande.

La formule du MÉDAF, dans sa version simple et populaire, est² :

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_m) - r_f],$$

où $E(r_i)$ est le rendement espéré de l'actif i , il se calcule de la façon suivante :

$$E(r_i) = [E(\text{Prix}_i) - \text{Prix}_{i(\text{actuel})}] / \text{Prix}_{i(\text{actuel})}.$$

Notons qu'il existe une relation négative entre $E(r_i)$ et $\text{Prix}_{i(\text{actuel})}$; et que $\text{Prix}_{i(\text{actuel})}$ se détermine par l'équilibre du marché. De plus, $E(r_i)$ est généralement positif, mais il peut être négatif dans des cas spéciaux, tels que celui de la police d'assurance.

Quant à r_f , c'est le taux d'intérêt sans risque. Pour que le marché soit en équilibre, il est primordial que r_f soit strictement inférieur au rendement du portefeuille à variance minimale de la frontière³. En effet, si le rendement du portefeuille à variance minimale est strictement inférieur à r_f , le portefeuille du marché fera partie de la partie inférieure de la frontière et non de la frontière efficiente. Ici, la demande pour les actifs risqués sera négative et par la suite l'offre sera supérieure à la demande. Dans le cas où il y a égalité entre les deux taux de rendement, on remarque une demande nulle pour les actifs risqués et positive pour r_f . Et puis,

r_f est normalement inférieur à $E(r_i)$. Toutefois, il peut être supérieur à $E(r_i)$ dans des cas spéciaux, tels que celui d'une demande élevée. En plus, r_f est théoriquement non aléatoire et sans risque, tel que son nom l'indique. Cependant, réellement, il peut contenir certain risque tel que celui de l'inflation. Enfin, le taux de rendement sur la monnaie ou celui sur les bons de trésor représentent deux exemples des taux sans risque existant sur le marché.

En ce qui concerne $E(r_m)$, c'est le rendement espéré du marché. Ici, il est nécessaire de définir le portefeuille de marché. En fait, c'est un portefeuille représentant les fluctuations naturelles de l'économie et appartenant à la frontière efficiente. Il constitue le point de tangence entre celle-ci et la droite du MÉDAF, représentant la nouvelle frontière efficiente dans le cas de présence d'actif sans risque. Le portefeuille de marché est composé de tous les actifs risqués pouvant exister sur le marché, et tel que la proportion de chaque actif est égale à la valeur de ce même actif rapportée à la valeur totale de tous les actifs risqués du marché.

Quant à β_i , c'est la mesure du risque systématique, non spécifique et non diversifiable de l'actif. Cette variable reflète le risque d'un actif, qui est d'ailleurs évalué par rapport au risque du portefeuille du marché. β_i se calcule comme suit :

$$\beta_i = \text{COV}(r_i, r_m) / \text{VAR}(r_m),$$

avec $\beta_{\text{marché}} = 1$ et $\beta_{\text{actif sans risque}} = 0$.

Notons qu'il existe une relation positive entre le rendement d'un actif et le risque représenté par le bêta. De plus, il est important de signaler que le risque n'est plus fonction de la variance de l'actif en question, mais plutôt une fonction de la covariance entre l'actif et le marché. Par ailleurs, le β_i peut être négatif (surtout dans les grands marchés), ce qui veut dire que le MÉDAF est représenté par une droite croissante et non pas par une demi droite, ni par un segment.

Pour la variable $[E(r_m) - r_f]$, elle représente la prime du risque du marché. C'est aussi le rendement supplémentaire, par rapport au taux sans risque, que les investisseurs exigent avant d'investir dans l'actif risqué.

D'ailleurs, le risque d'un actif provient de l'incertitude quant à la réalisation du rendement anticipé. Toutefois, l'investisseur est plus content si le rendement réalisé est supérieur à celui anticipé, ce qui n'est pas le cas si le rendement réalisé est inférieur à celui anticipé.

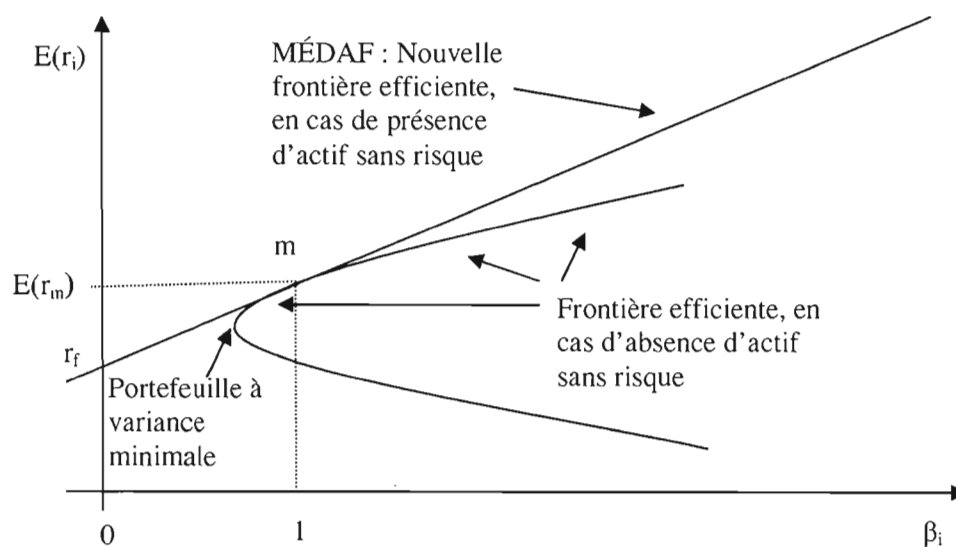


Figure 1.1 Modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF).

1.2 Hypothèses du MÉDAF

Le MÉDAF se base sur une multitude d'hypothèses dont : l'uni-périodicité, un marché parfait avec absence de taxes et de coûts de transactions, des anticipations homogènes, vente à découvert sans limite, prêt et emprunt au taux sans risque sans limite, pas d'augmentation ni de diminution du nombre d'actifs présents sur le marché, des fonctions d'utilité de type Von Neumann-Morgenstern strictement croissantes et strictement concaves, des préférences

moyennes variances⁴ se basant sur des restrictions relatives au rendement (normalité) ou à la fonction d'utilité (quadratique), aversion des investisseurs au risque, marché concurrentiel et efficient.

Notons que si tous et/ou certaines de ces hypothèses ne sont pas satisfaites, cela pourrait mettre en cause certains des fondements sur lesquels se base le MÉDAF. À titre d'exemple; en cas de présence de taxes, ou d'investisseurs étrangers, ou de non-normalité de la distribution des rendements, ou de non-homogénéité des anticipations des investisseurs, ou d'impossibilité de la vente à découvert; ceci peut rendre le portefeuille de marché inefficient.

1.3 Dérivation du MÉDAF

La découverte du MÉDAF n'a pas été faite en une seule fois. En effet, ça a nécessité le passage par plusieurs phases et le fondement sur plusieurs notions interdépendantes, dont les plus importantes seront mentionnées dans ce qui suit.

Premièrement, le MÉDAF dérive d'un problème d'optimisation (en date 0) permettant de sélectionner le portefeuille optimal (pour des fins de consommation par l'investisseur, en date T). Autrement dit, il s'agit de maximiser l'espérance d'utilité suivante :

$$\text{Max } E_{\text{portefeuille}} [U_T W_0 (1 + ((x_0 * r_0) + (x_1 * r_1) + \dots + (x_i * r_i) + \dots + (x_K * r_K))],$$

sous la contrainte budgétaire habituelle :

$$x_0 + x_1 + \dots + x_i + \dots + x_K = 1,$$

avec : $i = 0, \dots, K$; W_0 est la richesse initiale; $(x_0, x_1, \dots, x_i, \dots, x_K)$ sont les pondérations des différents titres composant le portefeuille; et $(r_0, r_1, \dots, r_i, \dots, r_K)$ sont les rendements des $(K+1)$ titres du portefeuille.

D'où le lagrangien est :

$$L(\gamma, \mathbf{x}) = E_{\text{portefeuille}} [U_T W_0 (1 + ((x_0 * r_0) + (x_1 * r_1) + \dots + (x_i * r_i) + \dots + (x_K * r_K)))] + \gamma (1 - (x_0 + x_1 + \dots + x_i + \dots + x_K)).$$

La solution (γ, \mathbf{x}) de ce problème d'optimisation doit vérifier :

$$E_{\text{portefeuille}} [r_i * U_T' (1 + ((\underline{x}_0 * r_0) + (\underline{x}_1 * r_1) + \dots + (\underline{x}_i * r_i) + \dots + (\underline{x}_K * r_K)))] = \gamma,$$

pour $i = 0, \dots, K$. (Roger, 1996, p. 120-121)

Notons que la résolution de ce problème d'optimisation est liée à certaines hypothèses se rattachant aux préférences des investisseurs d'une part et au fonctionnement du marché d'une autre part (celles citées dans la section précédente).

Deuxièmement, la frontière efficiente est l'une des plus importantes notions liées au MÉDAF. Notons que la frontière efficiente est formée par des portefeuilles efficients, qui maximisent le rendement espéré étant donné l'écart type. C'est aussi la partie supérieure de la frontière, en commençant par le portefeuille à variance minimale. Quant à la frontière, c'est une sorte d'enveloppe pour les portefeuilles possibles se trouvant sur le marché et est formée par des portefeuilles qui minimisent l'écart type étant donné le rendement.

En cas d'absence d'actif sans risque, la frontière efficiente prend la forme d'une demi-hyperbole. Alors que dans le cas contraire, elle prend la forme d'une demi droite liant l'actif sans risque et le portefeuille du marché.

Dans ce même cadre, notons qu'une combinaison de portefeuilles efficients est un portefeuille efficient. Tel est le cas du portefeuille de marché, formé des portefeuilles efficients des différents investisseurs.

Troisièmement, on passe à la notion de séparation à deux fonds selon laquelle chaque investisseur doit investir dans un portefeuille composé uniquement de l'actif sans risque et d'un portefeuille risqué (dans notre cas, il s'agit du portefeuille de marché).

Finalement, la dérivation de la droite de marché des capitaux⁵ est considérée comme l'une des phases décisives qui ont précédé l'apparition du MÉDAF. La droite de marché des capitaux a pour équation :

$$E(r_p) = r_f + [E(r_m) - r_f] * (\sigma_p / \sigma_m),$$

où p est une combinaison entre le portefeuille de marché et l'actif sans risque, f est l'actif sans risque, m est le portefeuille de marché, r est le taux de rendement et σ représente l'écart type du rendement.

L'équation ci-dessus a r_f comme ordonnée à l'origine et exprime le rendement d'un portefeuille risqué en fonction de (σ_p / σ_m) et de la prime de risque. À la différence de l'équation du MÉDAF, ayant aussi r_f comme ordonné à l'origine, mais exprimant le rendement d'un actif risqué en fonction de $\beta_{\text{actif risqué}}$ (égal à : $\text{COV}(r_{\text{actif risqué}}, r_m) / \text{VAR}(r_m)$) et de la prime de risque.

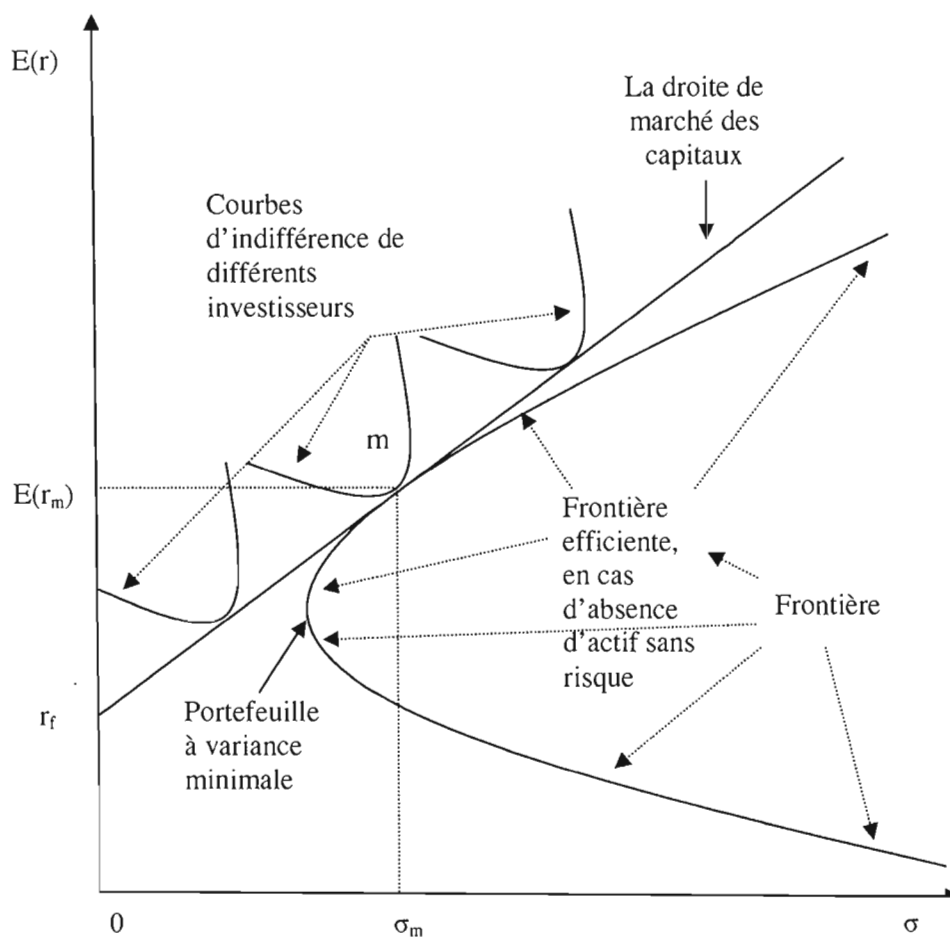


Figure 1.2 La droite de marché des capitaux.

La droite de marché des capitaux est représentée par une demie droite dans le plan $(\sigma, E(r))$. Cette demie droite est croissante, coupant l'axe des ordonnées au point $(0, r_f)$, et tangente à la frontière³ efficiente au point $(\sigma_m, E(r_m))$ représentant le portefeuille du marché. L'inclinaison de la demie droite de marché des capitaux dépend de la position du point $(0, r_f)$ et de la courbure de la frontière. Ceci est en relation étroite avec le degré de riscophobie des agents.

Quant aux courbes d'indifférence des différents investisseurs, elles sont tangentes à la droite de marché des capitaux. Les agents qui empruntent au taux sans risque pour investir plus dans le portefeuille risqué du marché sont considérés comme des agents à degré de riscophobie faible et ont des courbes d'indifférence se trouvant à droite du point $(\sigma_m, E(r_m))$, alors que les agents qui prêtent au taux sans risque pour investir moins dans le portefeuille risqué du marché sont considérés comme des agents à degré de riscophobie élevé et ont des courbes d'indifférence se trouvant à gauche du point $(\sigma_m, E(r_m))$.

D'un autre côté, plus la pente de la droite de marché des capitaux est grande, plus l'utilité des investisseurs est grande. On tient ici à parler un peu du comportement de ces investisseurs. Ils détiennent des portefeuilles efficients composés uniquement du portefeuille de marché et de l'actif sans risque, mais avec des combinaisons différentes. Ces investisseurs sont riscophobes, de telle sorte qu'ils ont des fonctions d'utilité croissantes et concaves. Et puis, ils sont rationnels et ont des préférences moyennes-variances de telle façon qu'on se trouve soit dans le cas de distribution normale de rendements, soit dans celui d'une fonction d'utilité quadratique.

1.4 Anomalies et problèmes du MÉDAF

Avant de présenter les problèmes du MÉDAF, on tient à signaler que ce modèle reste jusqu'à aujourd'hui un des modèles d'évaluation les plus utilisés par la communauté financière.

Parmi les limites du MÉDAF, on cite son fondement sur des hypothèses difficilement acceptables. Plusieurs chercheurs ont essayé de remédier à cette limite en proposant d'autres versions du MÉDAF; par exemple : MÉDAF avec taxes (Brennan (1973); Litzenberger, Ramaswamy et Sosin (1979)), MÉDAF avec coûts de transaction (Lévy, 1978), MÉDAF en temps continu (Merton, 1973), MÉDAF avec anticipations non homogènes (Lintner (1970); Sharpe (1970); Fama (1976))... Toutefois, il ne faut pas oublier que la validité d'un modèle

ne dépend pas du réalisme de ses hypothèses, mais plutôt de la conformité des conséquences de ses hypothèses avec la réalité.

En plus, les résultats de la validation empirique du MÉDAF sont, à maintes reprises et dans plusieurs études, contradictoires avec ses fondements théoriques, et notamment en ce qui concerne la présence de facteurs de risque non-spécifique n'ayant pas été captée par le modèle. Et puis, en faisant une régression du MÉDAF et en y appliquant des tests économétriques, on s'attend à valider le MÉDAF en vérifiant plusieurs hypothèses, dont : une constante nulle, un portefeuille du marché efficient (critique de Roll), une corrélation entre le portefeuille de marché et le portefeuille proxy, une stationnarité du bêta, une seule variable dépendante, une non-significativité de la variable dépendante au carré, des résidus non-significativement corrélés transversalement, une équation justifiant une relation linéaire, une relation positive entre le rendement et le facteur bêta. Toutefois, ces tests n'impliquent pas toujours la validation du MÉDAF.

D'une autre part, le portefeuille de marché est souvent mal approximé, surtout qu'il doit être efficient et qu'il nécessite l'inclusion de tous les actifs se trouvant sur le marché (Critique de Roll). D'ailleurs, d'après Roll (1977), considéré comme le pionnier de ceux qui ont critiqué le MÉDAF : tout test sur le MÉDAF est fortement lié et dépendant du test d'efficience du portefeuille de marché, ce qui est, en grande partie, à l'origine du manque de robustesse des tests du MÉDAF.

Dans ce même cadre, on a connu l'apparition de modèles n'exigeant pas l'efficience du portefeuille de base d'une part et admettant la présence de plus qu'un facteur explicatif du rendement d'une autre part, à titre d'exemple : le MÉA⁶ (Ross, 1976). D'ailleurs, le modèle multifactoriel « le MÉA », se base sur un nombre restreint d'hypothèses par rapport au MÉDAF (ex : pas de restriction sur les préférences des investisseurs...). Sa condition fondamentale est l'absence d'opportunités d'arbitrage (*No Free Lunch*), c'est-à-dire l'impossibilité qu'un portefeuille à rentabilité positive soit gratuit et sans risque.

Enfin, et suite à l'apparition du modèle multifactoriel le MÉA, plusieurs recherches se sont succédées. Elles ont montré qu'il existe certains facteurs, à part le portefeuille de marché, qui expliquent le rendement. Le modèle à trois béta de FF (1992, 1993) est l'un des plus populaires modèles résultants de ces recherches.

CHAPITRE II

LE MODÈLE À TROIS BÉTA DE FAMA ET FRENCH (1992, 1993)

2.1 Un modèle multifactoriel

Le modèle de FF¹, représentant une extension du MÉDAF, s'inspire des modèles multifactoriels exprimant le rendement en fonction de plus qu'un facteur en essayant de donner le maximum d'information pour bien mesurer et prédire le rendement, ce qui permettra de donner une meilleure évaluation des actifs.

Ce genre de modèle reflète généralement deux types de risque : le risque résiduel relatif à l'entreprise en question, ainsi que le risque systématique touchant les différentes entreprises de l'économie.

Ici, il est important de mentionner qu'en pratique, le risque résiduel ne traduit pas seulement les spécificités de l'entreprise. Il reflète aussi des informations de nature systématique qui devraient être normalement reflétées par le bêta. Ces erreurs de mesure du bêta sont causées la plupart des cas par la non stationnarité, l'instabilité et la variabilité du bêta (Miller et Scholes (1972)). Ceci veut dire que les variables de nature spécifique ajoutées à un modèle jouent un rôle complémentaire et correcteur pour le bêta, dont le but final est de donner la meilleure et la plus complète explication possible du rendement.

Dans le modèle de FF, il existe trois facteurs différents influençant le rendement des actifs : la prime du risque du marché, le ratio Valeur Comptable/Valeur de Marché (ratio VC/VM) et la Capitalisation Boursière (CB). Les deux facteurs ajoutés par FF, qui sont de

caractère comptable et financier, sont qualifiés de caractéristiques et fondamentaux (c'est-à-dire liés aux attributs de l'activité de l'entreprise).

Ces deux facteurs sont classés parmi les déterminants les plus importants, les plus populaires, ainsi que les plus utilisés et testés dans la littérature.

On tient à signaler qu'en 1992, FF ont proposé cinq variables éventuellement explicatives du rendement : le bêta, le ratio VC/VM, la CB, le levier d'endettement (*leverage*) et le ratio bénéfice/cours². Toutefois, suite à différents tests, ces deux chercheurs ne gardent que les trois facteurs les plus intéressants, surtout qu'ils remarquent que le ratio VC/VM et la CB absorbent le rôle et l'effet des deux autres variables, qui sont le levier d'endettement et le ratio bénéfice/cours.

De même, en 1993, FF se sont intéressés au marché des obligations en plus du marché des actions. Ils ont défini un modèle à cinq facteurs décrivant le rendement sur ces deux marchés. Trois facteurs sont relatifs aux actions (le bêta, le ratio VC/VM et la CB) et deux facteurs sont relatifs aux obligations (la maturité et le risque de défaut). Toutefois, suite aux tests, FF ont conclu que ce modèle à cinq facteurs n'est pas meilleur que le modèle à trois facteurs en ce qui concerne la description de rendement sur le marché des actions.

2.2 Description du modèle

L'équation du modèle de FF (1993) est:

$$E(r_i) - r_f = \beta_i [E(r_m) - r_f] + s_i E(PMG) + h_i E(EMF).$$

Le modèle économétrique correspondant est:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i [r_{m,t} - r_{f,t}] + s_i PMG_t + h_i EMF_t + e_{i,t},$$

où $[r_{i,t} - r_{f,t}]$ est le rendement excédentaire de l'actif i par rapport à celui de l'actif sans risque en t , $[r_{m,t} - r_{f,t}]$ est le facteur de risque lié au marché. En d'autres termes, c'est la prime du risque du marché en t . Cette variable est inspirée du MÉDAF.

Quant à la variable **PMG_t** (Petit Moins Grand)³, elle représente le facteur de risque lié à la taille. En d'autres termes, c'est la prime de rendement, en t , reliée à la taille et égale comme son nom l'indique aux rentabilités des titres à petites capitalisations moins les rentabilités des titres à grandes capitalisations.

On tient à signaler que FF ainsi que d'autres auteurs, tels que Banz (1981), ont choisi la variable de CB pour représenter la taille. Toutefois, d'autres chercheurs pourraient choisir d'autres variables pour représenter la taille; ex : la valeur comptable des actifs, le chiffre d'affaires annuel, l'effectif des salariés.

À ce stade, il est important de donner la définition de la CB. C'est un ratio d'évaluation pour les entreprises.

C'est aussi la valeur de l'entreprise en bourse [...] C'est le prix de l'entreprise estimé par le marché [...] et déterminé sur le marché des actions [...] La capitalisation boursière est le prix de revient de 100% du capital de la société, exprimé en fonction du cours de bourse [...] Elle est égale au nombre d'actions composant le capital, multiplié par le cours de bourse. (Vitrac, 2004, p. 215)

Qu'est ce qu'on peut apprendre de plus sur la CB?

On distingue les grandes et les petites capitalisations. Les « blue chips » ou « poids lourds » [...] c'est-à-dire les grandes sociétés connues du monde entier, ont des capitalisations boursières de plusieurs dizaines ou même centaines de milliards de dollars, comme celles de General Electric, de Microsoft ou d'Exxon [...] À l'inverse, le camp de petites capitalisations boursières- appelées « small caps » ou « petites capis » - regroupe les sociétés de petite taille ou de taille moyenne. Enfin, on parle aussi de midcaps ou valeurs moyennes qui recouvrent un champ plus vaste de titres : il s'agit en fait des PME cotées, comme celles du Second Marché ou les plus petites affaires du Premier Marché.

En termes de capitalisation boursière, le marché américain vaut plus de dix fois le marché français. (Vitrac, 2004, p. 215)

En ce qui concerne la variable EMF_t (Élevé Moins Faible)⁴, cette dernière représente le facteur de risque lié au ratio VC/VM. En d'autres termes, c'est la prime de rendement, en t , reliée au ratio VC/VM et égale comme son nom l'indique aux rentabilités des titres à ratio VC/VM élevé moins les rentabilités des titres à ratio VC/VM faible.

Parlons plus du ratio VC/VM. Ce dernier intervient dans l'évaluation de l'entreprise. Il permet de déterminer si le titre en question est sous-évalué ou surévalué. Si le ratio est supérieur à un, c'est-à-dire la valeur comptable de l'entreprise excède la valeur du marché de l'entreprise, alors le titre est sous-évalué par le marché. Dans le cas contraire, il est surévalué. Il faut souligner ici que la valeur comptable est souvent différente de la valeur du marché à cause du fait que le marché prend en compte le potentiel de croissance de l'entreprise dans le futur.

Finalement, β_i , s_i , h_i sont les coefficients de sensibilité relatifs aux trois facteurs de risque, α_i ⁵ est la constante du modèle, appelé aussi « coefficient alpha de Jensen ». Cette dernière permet de déceler la rentabilité anormale d'un titre, en plus ou en moins de la rentabilité espérée. Quant à $e_{i,t}$, elle représente le résidu de la régression en t .

2.3 Principaux résultats

FF (1992, 1993) ont effectué leur étude sur le marché américain, un marché qu'ils présument efficient. Le principe d'efficience des marchés suppose que l'information disponible est incorporée d'une façon adéquate et rapide dans les cours boursiers des titres. Ceci impliquerait des cours conformes aux prévisions. De plus, FF (1992, 1993) se sont basés sur le principe de rationalité des investisseurs.

FF trouvent que les deux variables fondamentales ajoutées, qui sont faciles à mesurer, expriment une partie non négligeable du risque et expliquent une partie importante de la rentabilité; ce qui confirme l'insuffisance de la prime du risque du marché dans l'explication du rendement. D'après les résultats obtenus par ces chercheurs, les deux variables ajoutées décrivent le rendement beaucoup mieux que le portefeuille du marché; que ce soit lors d'une analyse univariée ou multivariée.

Néanmoins, Molay (2000, marché français), ainsi que Bellalah et Besbes (2006, marché français) trouvent un résultat différent. En fait, à travers leurs recherches, ils ont constaté que le portefeuille du marché joue un rôle prépondérant par rapport à la CB et le ratio VC/VM.

D'une autre part, FF ont remarqué qu'entre le rendement et le bêta, il existe une relation faible sur certaines périodes (1941-1990) et inexistante sur d'autres périodes (1963-1990). Ils n'ont même pas constaté la relation positive entre ces deux variables : elle est négative sur quelques périodes et légèrement positive sur d'autres périodes.

Dans ce même cadre, on tient à préciser que d'autres chercheurs, tels que Reinganum (1981) ainsi que Lakonishok et Shapiro (1986), trouvent qu'il n'y a pas de relation entre le bêta et le rendement. Toutefois, on ne peut pas négliger les nombreuses recherches ayant mis en évidence la relation positive et forte entre le rendement et le bêta. A titre d'exemple : Black, Jensen, et Scholes (1972); Fama et MacBeth (1973) ; Francoeur (2006, marché canadien); Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien).

Par ailleurs, FF ont montré qu'il y a une relation significative positive entre le rendement et le ratio VC/VM; par opposition à la relation se trouvant entre le rendement et la CB qui est significative et négative.

En fait, FF ainsi que d'autres, tels que Banz (1981), ont remarqué que les titres à petites capitalisations, considérés comme étant plus risqués et ayant un coût de capital plus élevé,

ont généralement un rendement plus élevé⁶ que ceux à grandes capitalisations. En d'autres termes, les titres à petite CB ont un rendement excédentaire par rapport à celui de l'actif sans risque qui est plus élevé que celui prédit par le MÉDAF. Par contre, il y a une différence minime en rendement entre les petites capitalisations et les capitalisations moyennes.

Dans ce même cadre, notons que Banz est le premier chercheur qui a montré la présence d'une relation entre le rendement et la taille. Son étude a été effectuée sur NYSE (bourse de New York). D'autres auteurs ont aussi mis en évidence « l'effet taille ». À titre d'exemple : Coghlan (1988, marché irlandais); Rubio (1988, marché espagnol); L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien); Francoeur (2006, marché canadien) et Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien).

De même, puisque les titres à ratio VC/VM élevé, c'est-à-dire ceux qui sont très sous-estimés par le marché, sont plus risqués et ont un coût de capital plus élevé, ils ont généralement un rendement plus élevé⁶.

Dans ce même cadre, il est important de signaler que certains chercheurs ont mis en évidence l'apport du ratio VC/VM dans l'explication du rendement ainsi que la relation de signe positif se trouvant entre ces deux variables. À titre d'exemple, je cite : Stattman (1980); Rosenberg, Reid et Lanstein (1985); DeBondt et Thaler (1987) ainsi que Lakonishok, Shleifer et Vishny (1994) sur le marché américain, L'Her, Masmoudi et Suret (2002) ainsi que Francoeur (2006) sur le marché canadien; Chan, Hamao et Lakonishok (1991) sur le marché japonais, Capaul, Rowley et Sharpe (1993) sur le marché français, allemand, suisse et anglais.

D'un autre côté, en comparant l'effet taille (relatif à la CB) à celui du ratio VC/VM, FF ont remarqué que le ratio VC/VM, interprété par eux comme étant un indicateur direct des perspectives de la firme, est statistiquement plus significatif que la CB; et que le ratio VC/VM avait continuellement un effet plus puissant, majeur et dominant par rapport à la CB quant à l'influence sur le comportement des titres.

En fait, en analysant l'effet des deux variables sur deux sous-périodes, FF (1992) ont remarqué que la relation entre le ratio VC/VM et le rendement est plutôt stable et continuellement forte et puissante. Par contre, il est très clair que celle entre la CB et le rendement est plus faible durant la deuxième sous-période (1977-1990). De plus, FF (1992) ont signalé la présence d'un effet du mois de janvier sur la rentabilité. Toutefois, ils ont remarqué que, par opposition à la CB, l'effet du ratio VC/VM sur le rendement n'est pas distinct au mois de janvier. Il est aussi puissant durant toute l'année. Par contre, la relation négative entre le rendement et la CB est plus puissante en mois de janvier.⁷

Dans ce même cadre et dans un article orienté spécialement vers l'étude de l'effet du ratio VC/VM, FF (1998) ont confirmé la présence d'une relation entre le ratio VC/VM et le rendement sur douze marchés asiatiques et européens (Japon, Hong Kong, Singapour, Grande Bretagne, France, Allemagne, Italie, Pays-Bas, Belgique, Suisse, Australie et Suède), ainsi que sur le marché américain et sur quelques marchés émergents.

De même, en faisant une comparaison entre quatre facteurs populaires, dont le ratio VC/VM et la CB, suite à plusieurs régressions univariées et multivariées et en utilisant différentes méthodes économétriques, Chan, Hamao et Lakonishok (1991) ont conclu que le ratio VC/VM est le facteur le plus important statistiquement et économiquement. Sa performance est remarquable sur différentes périodes et n'est pas spécifique au mois de janvier. Par contre, la CB est loin d'être aussi performante. Elle est parfois significative et parfois non. He et Ng (1994) ont également montré que le ratio VC/VM présente un pouvoir explicatif très important dans l'explication du rendement. Par contre, il est bien clair que la taille a un rôle plus faible. Jegadeesh (1992) est convaincu aussi que, pour prédire le rendement, le ratio VC/VM est bien meilleur que la CB.

De plus, Berk (1995, 1996) a déclaré aussi que le ratio VC/VM est une meilleure mesure du rendement que la CB. En effet, en définissant la valeur comptable d'une entreprise comme étant une mesure des investissements nets passés et en postulant la présence d'une importante corrélation entre les investissements et l'espérance des flux de ces investissements; il est

normal qu'on s'attendra à une importante corrélation entre l'espérance des cash-flows et la valeur comptable. Par conséquent, on peut considérer la valeur comptable comme étant un proxy et un substitut pour les cash-flows espérés. De même, le ratio VC/VM peut être considéré comme un substitut pour le ratio (cash-flows espérés /CB). Or, le ratio (cash-flows espérés /CB) est parfaitement corrélé avec le rendement espéré. Plus encore, le rendement espéré est considéré comme un autre nom pour ce ratio. Ce qui veut dire que le ratio VC/VM est une meilleure mesure de rendement que la CB.

Toutefois, la dominance du ratio VC/VM par rapport à la CB n'a pas été toujours vérifiée. Par exemple, suite à une étude faite sur le marché canadien, L'Her, Masmoudi et Suret (2002) ont constaté que l'effet taille domine l'effet du ratio VC/VM. Plus encore, en 1999, Molay n'a pas constaté l'effet du ratio VC/VM sur le marché français.

Par ailleurs, d'après FF, les deux variables fondamentales de leur modèle sont aussi indispensables l'une que l'autre. D'ailleurs, ils ont conclu que leur modèle, présentant une relation simple, est performant et bien spécifié, surtout que la constante de leur modèle est significativement proche de 0 avec une probabilité de 96%.

Enfin, le modèle de FF a été approuvé et accepté par plusieurs autres chercheurs. En plus, il a été validé sur d'autres marchés boursiers. Par exemple : le marché américain (Lewellen, 1999), le marché français (Molay (2001); Ajili (2004)), le marché canadien (L'Her, Masmoudi et Suret (2002); Francoeur (2006); Carmichael, Coënz et L'Her (2007)).

Ici, on voudrait préciser que pour ce genre de recherche, le marché canadien n'est pas aussi gâté par les chercheurs que le marché américain. D'ailleurs, aucun autre marché ne l'est. Par ailleurs, on tient à donner un aperçu sur les études canadiennes citées ci haut.

Commençons par l'étude de L'Her, Masmoudi et Suret (2002), qui couvre une période allant de 1960 à 2001, avec un échantillon se composant de 298 titres canadiens. Ces auteurs

ont vérifié la présence de l'effet taille et de celui du ratio VC/VM en se basant sur les statistiques descriptives, et notamment en comparant les rendements des portefeuilles construits. Par la suite, ils se sont focalisés sur l'élaboration d'une analyse conditionnelle (de ce modèle) à la politique monétaire poursuivie (expansionniste ou restrictive). Et enfin, ils ont traité le modèle de FF comme étant un estimateur du coût des fonds propres d'une part et de la performance des gestionnaires d'une autre part. Les deux dernières étapes ont respectivement permis de conclure que les stratégies de placement se basant sur le modèle de FF sont surtout profitables dans un environnement d'expansion, et que ce modèle est mieux que le MÉDAF en ce qui concerne l'estimation des coûts des fonds propres et celle de la performance des gestionnaires de portefeuilles.

En ce qui concerne l'étude de Francoeur (2006), elle couvre une période allant de 1990 à 2000. Francoeur (2006) a uniquement utilisé le modèle de FF dans le but d'étudier les rendements anormaux à long terme.

Pour l'étude de Carmichael, Coënz et L'Her (2007), elle couvre la période allant de 1960 à 2004. Ces auteurs se sont concentrés sur deux objectifs. Premièrement, l'étude des méthodes économétriques à appliquer aux modèles d'évaluation et notamment à celui de FF. Deuxièmement, traiter la possibilité d'ajouter le facteur momentum au modèle de FF. D'ailleurs, il est vrai qu'ils ont validé le modèle de FF, sauf qu'ils ont mentionné aussi que ce modèle augmenté de la variable momentum semble mieux expliquer le rendement des actions canadiennes.

Par ailleurs, étant donné que les contributions du présent mémoire (par rapport aux études canadiennes antérieures) sont principalement d'ordre empirique, on traitera ce point dans la partie empirique du mémoire.

Finalement, on tient à préciser que puisque la méthodologie qui sera utilisée dans la partie empirique de ce mémoire est adaptée à celle de FF, on étudiera ça plus en profondeur dans la 3^{ème} partie de ce mémoire. Notons que la méthodologie de FF a connu et connaît encore un

grand succès. Elle est très souvent utilisée par les chercheurs pour valider ou non ce genre de modèle multifactoriel.

2.4 Théorie et interprétations

Malgré le fait que le modèle de FF n'a pas de base théorique (à l'inverse du MÉDAF) et est de type ad hoc, sauf que suite à sa réussite empirique, il a extrêmement attiré l'attention de la communauté financière.

Vu son contexte, manquant de justification théorique et ayant des bases plutôt empiriques, FF ont tenu à ce que d'une part l'information concernant les deux variables explicatives ajoutées soit disponible, à jour et comparable entre les entreprises, et d'une autre part « les deux facteurs caractéristiques fondamentaux soient logiques, compréhensibles, faciles à expliquer, à interpréter et à démontrer, robustes dans le temps et capables d'expliquer un grand pourcentage de la différence de rentabilité entre les titres ». (Jacquillat et Solnik, 2002, p. 121)

L'argument essentiel que FF (1992, 1993) ont donné au départ pour expliquer l'effet des deux variables fondamentales ajoutées est qu'ils sont en étroite liaison avec la croissance des entreprises; et qu'ils sont représentatifs du risque de vulnérabilité économique et de détresse financière des entreprises.⁸ Par la suite, ces auteurs ainsi que d'autres ont essayé d'éclairer plus et d'approfondir la compréhension de l'effet, la nature du risque et les fondements économiques qui sont derrière les deux variables ajoutées. Dans ce qui suit, on présentera quelques unes des plus importantes interprétations touchant les deux variables ajoutées.

En fait, plus l'entreprise est fragile, vulnérable et souffre de détresse, plus elle est risquée et plus le rendement de ses titres est élevée; en d'autres termes, plus les investisseurs exigent un rendement plus élevé. C'est que ce genre d'entreprise a généralement une performance économique faible, des perspectives de croissance médiocres et une confiance d'investisseurs

modeste. Leurs titres ne sont pas bien jugés par le marché et par la suite ne sont pas vraiment recherchés par les investisseurs, d'où une dépréciation de leurs cours boursiers et par la suite une augmentation de leurs rentabilités. Ainsi, c'est logique que ce type d'entreprise soit caractérisé par une CB faible et un ratio VC/VM élevé (et positif) ou négatif⁹.

D'ailleurs, dans ce même cadre, Daniel et Titman (1997) ont mentionné que les deux facteurs ajoutés par FF sont en liaison avec les attributs de l'entreprise d'une part et la psychologie des investisseurs d'une autre part.

De même, Molay (2000) a défini le ratio VC/VM comme étant une mesure de la non-performance des firmes.¹⁰ Ainsi, les investisseurs perçoivent les firmes à ratio VC/VM faible comme étant performantes, ce qui fait apprécier le cours correspondant et par la suite diminuer le rendement correspondant.

De plus, FF (1992) ont remarqué une autre chose importante. C'est que le ratio VC/VM est en relation étroite avec le levier d'endettement, qui est aussi en relation avec la détresse de l'entreprise. Le ratio VC/VM représente la différence entre le levier de marché et le levier comptable.¹¹ Ainsi, un ratio VC/VM élevé correspond à une situation telle que : le levier de marché est plus élevé que le levier comptable. Et puis, plus le levier de marché est élevé, plus le ratio VC/VM est élevé et par la suite plus le risque et le rendement sont élevés.¹² Par contre, plus le levier comptable est élevé, plus le ratio VC/VM est faible et par la suite plus le rendement et le risque sont faibles. En d'autres termes, le ratio VC/VM peut être interprété comme un effet de levier d'endettement involontaire.

Qu'est ce qu'on peut dire de plus sur le levier d'endettement? Le levier d'endettement décrit la structure financière de l'entreprise et notamment l'arbitrage à faire pour son financement, à savoir l'utilisation de ses fonds propres ou de fonds externes (emprunts). Un levier d'endettement élevé est bénéfique dans certaines situations, mais risqué aussi dans d'autres situations. En effet, l'utilisation des emprunts est bénéfique lorsque leur coût est inférieur à leur rendement comptable¹³. Par contre, les emprunts constituent une source de

risque pour la rentabilité des actionnaires¹⁴. En effet, plus le levier de dette est élevé, plus l'impact d'un effet de massue¹⁵ est grand sur la rentabilité des actionnaires (au sens négatif, c'est-à-dire en baisse). Cette constatation devient plus claire avec la formule suivante, décrivant l'effet de levier :

$$\text{Rentabilité Financière} = \text{Rentabilité Économique} + \\ \text{Lever d'Endettement} * (\text{Rentabilité Économique} - \text{Taux d'Intérêt Réel}).$$

Notons que la rentabilité économique ne correspond pas au taux de rendement exigé par les actionnaires, ni les créanciers. En fait, c'est un taux à caractère comptable, non financier et qui ne tient pas compte de la valorisation ni du risque. Ce qui intéresse directement ces agents est plutôt la rentabilité des capitaux propres, connue aussi comme étant le taux de croissance des capitaux propres (en cas de non-distribution de dividendes). D'ailleurs, l'objectif principal des actionnaires est de maximiser la valeur de l'entreprise, c'est-à-dire la valeur des actifs financiers qu'ils détiennent. Bref, le rendement des actions cotées en bourse, et représentant du risque de l'actionnaire, est fonction de la rentabilité financière qui reflète le risque de l'entreprise.

Et puis, un endettement beaucoup trop lourd, synonyme d'une structure financière insuffisante, est mal interprété par le marché. Il serait plus probable pour une entreprise ayant cette caractéristique de perdre le contrôle et même de disparaître, suite à une crise conjoncturelle. En d'autres termes, elle devient plus vulnérable et sensible aux modifications brusques des conditions économiques. Et puis, l'endettement présente aussi pour l'entreprise une contrainte de rémunération. En fait, les frais financiers des dettes sont pesants et accablants pour le résultat, les cash-flows ainsi que pour la performance de l'entreprise. Sans oublier la contrainte de remboursement. En effet, si l'échéance de paiement de la dette n'est pas respectée, ceci peut aboutir à la défaillance de l'entreprise; et même si, dans les meilleurs des cas, la dette est payée plus tard, l'image de l'entreprise dans le marché serait déjà touchée. Cette entreprise pourrait même être privée implicitement de s'endetter prochainement et d'investir dans des projets rentables; ceci est appelé risque de renoncement.

Bref, malgré les avantages de l'endettement, ce dernier pourrait être une source de détresse et de vulnérabilité pour l'entreprise; et de risque pour les actionnaires.

En 1995, FF sont allés plus loin et ont démontré que les deux facteurs ajoutés sont liés aux bénéfices. En effet, ils constatent que les entreprises à petite CB ont tendance à avoir des bénéfices plutôt faibles par rapport à celles à grande CB. En plus, ils remarquent que les entreprises à ratio VC/VM élevé, appelées « valeurs de rendement ou *values* », ont continuellement des bénéfices médiocres. Par contre, les entreprises à ratio VC/VM faible, appelées « valeurs de croissance ou *growth* », ont des bénéfices beaucoup plus élevés.

Le premier type de titres est appelé « titre de valeur » (*value stock*), à cause du fait qu'ils ont « un cours boursier proche de la valeur comptable car les perspectives de croissance modérées n'apportent pas de valeur ajoutée ». (Jacquillat et Solnik, 2002, p. 121)

Le second type de titres est appelé « titre de croissance » (*growth stock*), étant donné que « leur cours reflète les anticipations de croissance future des bénéfices bien plus que la valeur historique des actifs et passifs qui ont été accumulés par l'entreprise ». (Jacquillat et Solnik, 2002, p. 121)

De même, notons que « les sociétés de croissance ont généralement un ratio cours/bénéfice (*PER*) plus élevé que les sociétés value ». (Jacquillat et Solnik, 2002, p. 121)

Qu'est ce qu'on peut apprendre d'intéressant sur le *PER*. C'est le quotient de la CB par le profit de l'entreprise.

Le *PER* d'une action est d'autant plus élevé que le taux de croissance des bénéfices de la société est élevé. C'est pourquoi les sociétés dont la croissance des bénéfices est forte obtiennent de plus importantes valorisations boursières [...] La visibilité de la croissance validera un niveau plus élevé de *PER*. Meilleure est la visibilité, plus élevé sera le *PER*. De sorte que si les bénéfices sont erratiques, le *PER* sera moins élevé que s'ils s'inscrivent sur une droite ligne de croissance. (Vitrac, 2004, p. 263)

Et quoi de plus concernant la CB?

Les investisseurs ont généralement plus de confiance dans les grandes capitalisations. Elles représentent « une belle affaire avec une croissance régulière de ses résultats et de larges implantations ». (Vitrac, 1993, p. 86)

À titre d'exemple, je cite la société Total (en France) capitalisant environ 90 milliards d'Euro en 2003 et représentant la plus grosse valeur française, France Telecom (en France) capitalisant 45 milliard d'Euro en 2003... D'un autre côté, « les petits capis » subissent généralement des variations de cours beaucoup plus importantes que celles des « poids lourds ». En fait, un nombre réduit d'investisseurs pourrait influencer le cours d'une entreprise à petite capitalisation. Par contre, il est très difficile de faire bouger le cours d'une grande société, ça nécessite un immense volume d'affaires par jour.

Généralement, après des crises boursières apparaissent de nombreux titres nommés « penny stocks »¹⁶[...] On trouve généralement dans les « penny stocks » des actions de société en situation délicate ou en quasi dépôt de bilan. Il n'est donc pas rare qu'ils finissent par être radiés de la cote (Vitrac, 2004, p. 215),

ce qui explique le risque entourant les titres à petite capitalisation. Il ne faut pas oublier aussi que « les petites capis » sont caractérisées par un manque de diffusion d'information et sont méconnues des boursiers. Par la suite, il y a une incertitude quant à la stabilité de leur situation financière; ces petites entreprises peuvent arriver parfois à la faillite.

D'un autre côté, il est plus difficile pour les petites entreprises de bénéficier des ressources financières nécessaires dont elles ont besoin pour leur croissance, à cause du fait qu'ils ne disposent pas toujours des garanties suffisantes et adéquates.

Enfin, il est important de mentionner que lorsqu'on se base sur l'irrationalité des investisseurs et l'inefficience du marché, à la différence de FF, l'effet des variables ajoutées est interprété de la façon suivante. En fait, les investisseurs réagiraient d'une manière irrationnelle et excessive par rapport aux performances de la firme. En d'autres termes, ils

seraient trop optimistes par rapport aux entreprises qui se sont bien comportées dans le passé, et trop pessimistes dans le cas contraire. Par conséquent, la sur-réaction des investisseurs par rapport à la performance de la firme entraînerait une sous-estimation du cours des titres de valeur (et/ou à petite CB) et une surestimation du cours des titres de croissance (et/ou à grande CB). Toutefois, cette sur-réaction se corrige avec le temps de telle façon que tout revient à la normale. Lakonishok, Shleifer, et Vishny (1994) ainsi que Haugen (1995) soutiennent ce point de vue.

CHAPITRE III

ÉTUDE EMPIRIQUE DES TROIS DÉTERMINANTS DU RENDEMENT

3.1 Données et méthodologie

Cette étude est consacrée aux actions du marché canadien, et plus précisément à celles cotées sur la Bourse de Toronto. Les actions à données indisponibles ne sont pas considérées. De plus, on ne garde pas les actions à ratio VC/VM négatif. Notons que les entreprises à ratio VC/VM négatif ont une valeur comptable négative, causée par la négativité persistante des bénéfices. Ce genre d'entreprise souffre de détresse et de vulnérabilité économique (tel que les entreprises à ratio VC/VM élevé). Bref, notre échantillon inclut 235 actions.

Quant à la période d'étude, elle commence en juillet 1996 et prend fin en juin 2006, soit 120 mois. Notre étude couvre une période globalement plus courte et plus récente que celles couvertes par les autres études. Ainsi, l'étude de FF s'étend de 1963 à 1991. Quant à l'étude de L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien), elle couvre une période allant de 1960 à 2001, celle de Francoeur (2006, marché canadien) commence en 1990 et prend fin en 2000, alors que celle de Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien), elle couvre la période allant de 1960 à 2004.

Dans ce mémoire, les bases de données utilisées sont : *Canadian Financial Markets Research Center (CFMRC)*¹ et *Stock Guide for Networks*².

Notons que FF (1992, 1993, marché américain), L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien), ainsi que Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien) ont utilisé la base de données *COMPUSTAT*. Cette base est l'une des bases les plus utilisées pour tester les modèles d'évaluation sur le marché américain et canadien. C'est une base qui est très populaire pour ce type de recherche. Toutefois, plusieurs chercheurs, tels que Khotari,

Shanken et Sloan (1995), ont mentionné que les données collectées de cette base causent un biais de survivance (« *survivor bias* » ou encore « *new listing bias* »). En fait, cette base a tendance à inclure les firmes, à ratio VC/VM élevé, survivant à la détresse, alors qu'elle néglige les firmes à ratio VC/VM élevé qui ne survivent pas à la détresse; ce qui entraîne un problème de surestimation du rendement. Ainsi, il s'avère intéressant d'utiliser d'autres bases de données, à savoir : *CFMRC* et *Stock Guide for Networks*. Notons que la base de données *Stock Guide* est une base assez récente par comparaison à d'autres (ex : *COMPUSTAT*). De plus, elle couvre uniquement les 22 dernières années. Ce qui la rend inutilisable pour les études couvrant des périodes plus anciennes.

En ce qui concerne les variables utilisées dans la présente étude, notons que la CB représente le cours de l'action multiplié par le nombre d'actions ordinaires émises en circulation. Ces deux dernières variables sont disponibles dans la base de données *CFMRC* sous les noms respectifs « *Monthly Closing Price* » et « *Monthly Shares Outstanding* ». Le ratio VC/VM correspond à l'inverse du ratio « *Price-to-Book* », tiré de la base *Stock Guide*. Quant aux rendements des titres risqués r_i et de celui de l'actif sans risque r_f , ils sont disponibles dans la base *CFMRC* sous les noms respectifs « *Monthly Return* » et « *91 Day T-Bill Rate* ». Notons que r_f correspond au rendement moyen mensuel des Bonds de Trésor du Gouvernement du Canada à échéance de 91 jours. Enfin, le rendement du marché r_m correspond à la moyenne équipondérée des rendements des actions composant l'échantillon.

D'un autre côté, que ce soit pour les modèles unifactoriels ou multifactoriel³, la construction des portefeuilles explicatifs et expliqués se passe comme suit.

Commençons par les variables explicatives, qui sont des portefeuilles d'arbitrage à investissement nul formés afin de représenter les facteurs de risque communs à l'ensemble des actions. D'abord, on s'intéressera aux primes de risque PMG et EMF. En fait, au mois de juin de chaque année T^4 , les actions de l'échantillon sont partagées en deux groupes selon leur CB. Le premier groupe appelé « Petit » (P) correspond aux actions à CB⁵ inférieure à la CB médiane⁵ de l'échantillon, alors que le deuxième groupe appelé « Grand » (G) renferme

les actions ayant une CB^5 supérieure à la CB médiane⁵ de l'échantillon. Indépendamment de ce classement, et pour chaque année fiscale $T-1^6$, les actions de l'échantillon sont classées en trois groupes suivant leur ratio VC/VM . Le premier groupe, nommé « Faible » (F), comprend 30% de l'échantillon (correspondant aux actions ayant les valeurs de ratio VC/VM les plus faibles), le deuxième groupe nommé « Moyen » (M) renferme 40% de l'échantillon et le troisième groupe nommé « Élevé » (E) comprend 30% de l'échantillon (correspondant aux actions ayant les valeurs de ratio VC/VM les plus élevées).

Là, on tient à clarifier un point. C'est que la variable « Valeur Comptable », faisant partie du ratio VC/VM , est généralement disponible le mois de décembre de chaque année fiscale. Toutefois, étant donné que le ratio VC/VM intervient dans l'explication du rendement, il doit être connu avant la variable rendement. Autrement dit, la publication de ce ratio doit précéder la construction des portefeuilles. Ce qui explique l'utilisation du ratio VC/VM de l'année $T-1$ pour l'explication des rendements relatifs à la période allant de juillet T à juin $T+1$.

À l'intersection des deux répartitions (décrites ci-haut) indépendantes⁷ l'une de l'autre, six portefeuilles sont construits chaque année. Les portefeuilles sont nommés : P/F, P/M, P/E, G/F, G/M et G/E. Ainsi, le portefeuille P/E renferme la totalité des actions de l'échantillon caractérisées par une petite CB et un ratio VC/VM élevé (pour l'année en question), G/F inclut celles qui ont une grande CB et un ratio VC/VM faible, et ainsi de suite.

Par la suite, on calcule le rendement mensuel pour chaque portefeuille ($r_{P/F, t}$; $r_{P/M, t}$; $r_{P/E, t}$; $r_{G/F, t}$; $r_{G/M, t}$ et $r_{G/E, t}$), pour la période allant de juillet 1996 à juin 2006. Ici, le rendement mensuel d'un portefeuille correspond à la moyenne équipondérée des rendements mensuels des actions composant le portefeuille en question.

Finalement, on calcule les primes de risque PMG et EMF comme suit.

$$PMG_t = [r_{P/F, t} + r_{P/M, t} + r_{P/E, t}] / 3 - [r_{G/F, t} + r_{G/M, t} + r_{G/E, t}] / 3,$$

avec t allant de juillet 1996 à juin 2006.

Ainsi, PMG est égal à la différence entre la moyenne des rendements des trois portefeuilles à petite CB et la moyenne des rendements des trois portefeuilles à grande CB. En d'autres termes, PMG est l'écart de rendement entre deux portefeuilles extrêmes : le premier est composé par des actions à petite CB, alors que le deuxième est composé par des actions à grande CB.

Pour EMF, elle est égale à la différence entre la moyenne des rendements des deux portefeuilles à ratio VC/VM élevé et la moyenne des rendements des deux portefeuilles à faible ratio VC/VM. En d'autres termes, EMF est l'écart de rendement entre deux portefeuilles extrêmes : le premier est composé par des actions à ratio VC/VM élevé, alors que le deuxième est composé par des actions à faible ratio VC/VM. D'où :

$$EMF_t = [r_{P/E,t} + r_{G/E,t}] / 2 - [r_{P/F,t} + r_{G/F,t}] / 2,$$

avec t allant de juillet 1996 à juin 2006.

Quant à la prime de risque du marché, elle se calcule comme suit : $r_{m,t} - r_{f,t}$; avec t allant de juillet 1996 à juin 2006.

Passons à la variable expliquée $r_i - r_f$. Dans la présente étude, on a six variables expliquées correspondantes aux six portefeuilles construits (P/F, P/M, P/E, G/F, G/M et G/E). Les six variables expliquées se calculent respectivement de la manière suivante :

$$(r_{P/F,t} - r_{f,t}), (r_{P/M,t} - r_{f,t}), (r_{P/E,t} - r_{f,t}), (r_{G/F,t} - r_{f,t}), (r_{G/M,t} - r_{f,t}) \text{ et } (r_{G/E,t} - r_{f,t}),$$

avec t allant de juillet 1996 à juin 2006.

Là, on tient à préciser que dans le cadre de cette étude empirique, on classe et on construit les portefeuilles d'une manière adaptée mais différente de celle utilisée par FF. En fait, ici, on construit des portefeuilles équipondérés et non pondérés par la CB. En d'autres termes, le rendement des portefeuilles est calculé différemment. Dans ce même cadre, notons que L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien) ainsi que Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien) ont construit des portefeuilles à rendement pondéré par la CB. De plus, que ce soit pour les portefeuilles explicatifs ou expliqués, on répartit différemment les actions. C'est qu'en répartissant les actions selon la CB et le ratio VC/VM, on choisit un nombre plus limité de classe. D'ailleurs, étant donné que notre échantillon n'est pas vraiment grand, on n'a pas besoin de plus de classes pour notre étude.

À titre comparatif, on note que pour construire des portefeuilles expliqués, FF ont classé les actions en cinq groupes respectifs (selon la CB et le ratio VC/VM), ce qui a donné lieu à la construction de 25 portefeuilles dépendants. Francoeur (2006, marché canadien) a opté aussi pour cinq classes. Quant à Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien), ils ont choisi de faire 10 classes (uniquement en fonction du critère de la CB). Par ailleurs, L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien) ont classé les portefeuilles de trois manières différentes. D'abord, ils ont construit des portefeuilles classés seulement en fonction de la CB. Par la suite, ils ont formé des portefeuilles classés seulement en fonction du ratio VC/VM. Et enfin, ils ont construit des portefeuilles classés en fonction de la CB et du ratio VC/VM (conjointement). Pour le premier et le deuxième type de classement, les actions ont été réparties en dix groupes, alors que pour le troisième type de classement, les actions ont été classées en trois groupes (selon la CB et le ratio VC/VM).

Finalement, on tient à mentionner que la méthode empirique utilisée pour cette étude est la régression linéaire en séries temporelles (des rendements de portefeuilles classés selon la CB et le ratio VC/VM). Par ailleurs, on applique la méthode des Moindres Carrées Ordinaires (MCO). De plus, les résultats d'estimations seront présentés après correction de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité. Notons aussi que pour chaque modèle unifactoriel ou multifactoriel, on fera six régressions relatives aux six portefeuilles expliqués: PF, PM, PE,

GF, GM et GE. De même, on calculera la moyenne des résultats pour chacun des six régressions.

Enfin, on voudrait préciser aussi que tout au long de notre étude empirique, on comparera nos résultats avec ceux obtenus dans la littérature. Plus précisément, on s'intéressera aux résultats de FF et à ceux de trois études canadiennes (déjà citées), à savoir : l'étude de L'Her, Masmoudi et Suret (2002), de Francoeur (2006) et de Carmichael, Coënz et L'Her (2007). Toutefois, on ne fera de comparaison que lorsque l'information est disponible dans les papiers de ces auteurs. Ainsi, on comparera nos résultats avec ceux de FF dans chacune des trois prochaines sections (Analyse des statistiques descriptives des portefeuilles – Étude des trois modèles unifactoriels – Application du modèle de FF). En fait, pour vérifier l'effet des trois facteurs de leur modèle, FF ont fait appel à plusieurs outils dont : l'analyse des statistiques descriptives, une analyse univariée (application des trois modèles unifactoriels) et une analyse multivariée (application du modèle multifactoriel à trois facteurs).

Par contre, étant donné que L'Her, Masmoudi et Suret (2002) ont vérifié la présence de l'effet taille et de celui du ratio VC/VM en se basant seulement sur les statistiques descriptives, on mentionnera les résultats de cette étude juste dans la section relative aux statistiques descriptives. C'est que ces auteurs n'ont fait ni d'estimation pour les trois modèles unifactoriels, ni d'estimation pour le modèle de FF. Ils se sont plutôt focalisés sur l'élaboration d'une analyse conditionnelle (du modèle de FF) à la politique monétaire poursuivie (expansionniste ou restrictive), sur le fait de traiter le modèle de FF comme étant un estimateur du coût des fonds propres d'une part et de la performance des gestionnaires d'une autre part.

En ce qui concerne Francoeur (2006), puisqu'il a uniquement utilisé le modèle de FF dans le but d'étudier les rendements anormaux à long terme, cet auteur n'a pas mis suffisamment de détails concernant l'analyse multivariée (juste le coefficient de détermination, les probabilités de significativité et quelques schémas descriptifs). De même, il n'a pas fait d'analyse univariée et n'a pas utilisé les statistiques descriptives pour vérifier

les effets des différentes variables. D'ailleurs, dans son article, on ne trouve aucune information concernant les statistiques descriptives.

Pour Carmichael, Coënz et L'Her (2007), ils se sont concentrés sur deux objectifs. Premièrement, l'étude des méthodes économétriques à appliquer aux modèles d'évaluation et notamment à celui de FF. Deuxièmement, la concentration sur la possibilité d'ajouter le facteur momentum au modèle de FF. De plus, pour tester les trois facteurs de FF, ces auteurs ont fait appel à l'analyse multivariée (estimation du modèle de FF). Ils n'ont pas utilisé ni les statistiques descriptives, ni l'analyse univariée.

3.2 Analyse des statistiques descriptives des portefeuilles

Les statistiques descriptives relatives à notre étude sont comme suit.

Tableau 3.1
Statistiques descriptives relatives aux variables:
CB et ratio VC/VM, sur la période d'étude

Variable	Moyenne
CB (en CDN)	2 303 372 447
Ratio VC/VM	0,69

Ce qu'on remarque avec ce tableau, c'est que le ratio VC/VM moyen est inférieur à 1. Par conséquent, les actions canadiennes sont en moyenne surévaluées par le marché.

Tableau 3.2

Statistiques descriptives relatives aux trois variables explicatives: $r_m - r_f$, PMG et EMF, pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois)

	$r_m - r_f$	PMG	EMF
Moyenne des rendements mensuels (en %)	-1,9	0,72	3,14
Écart type des rendements mensuels (en %)	5,25	4,83	10,08
T-Statistique (moyenne)	-3,97*	1,64**	3,42*

Matrice des corrélations

	$r_m - r_f$	PMG	EMF
$r_m - r_f$	1		
PMG	0,35	1	
EMF	0,91	0,5	1

* : Variable correspondante significative au seuil de 5%.

** : Variable correspondante significative au seuil de 15%.

D'après le tableau 3.2, on remarque que EMF est caractérisée par un rendement moyen mensuel (3,14%) qui est supérieur à celui de PMG (0,72%) et encore plus à celui de la prime de marché (-1,9%). Dans ce même cadre, notons que le signe de la prime de marché n'est pas conforme à nos attentes. En fait, on remarque que le rendement du portefeuille de marché est inférieur à celui de l'actif sans risque. Toutefois, la valeur de notre rendement excédentaire du marché (-1,9%) est proche et de même signe de celle relative à l'indice *S&P/TSX* (-2,8%). De même, la corrélation entre le portefeuille du marché et cet indice sur la période d'étude est de 0,79. Là, on tient à signaler que plusieurs points pourraient expliquer cette corrélation. En fait, il est vrai que notre indice $r_m - r_f$ et l'indice *S&P/TSX* tiennent compte des prix et des distributions (dividendes...) des actions correspondantes. De plus, nos actions ont été choisies au hasard, ce qui fait qu'il n'y a pas de biais dans la sélection des données et que par la suite, la valeur de notre indice du marché n'est pas biaisée. Toutefois, il ne faut pas oublier que d'une part le marché relatif à notre étude est équipondéré, et que d'une autre part notre indice

est moins représentatif de la bourse de Toronto (en comparaison avec l'indice S&P/TSX (tiré de la base CFMRC sous le nom « *S&P/TSX Composite Monthly Total Return Index* »). Ce manque de représentativité est dû au manque de données relatif à notre étude.

Par ailleurs, EMF est plus volatile, elle présente un écart type (10,08%) supérieur à celui de la prime de marché (5,25%) et à celui de PMG (4,83%). Quant à la significativité, $r_m - r_f$ et EMF sont significatifs au seuil de 5%, et PMG est significatif au seuil de 15%.

À titre comparatif, on mentionne que L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien) ont trouvé que EMF a un rendement moyen mensuel (5,09%) qui est supérieur à celui de PMG (5,08%) et encore plus à celui de la prime de marché (4,52%). Toutefois, ces auteurs mentionnent que la prime de marché est plus volatile, elle présente un écart type (15,23%) supérieur à celui de EMF (12,72%) et à celui de PMG (10,97%). Pour la significativité, ils trouvent que EMF et PMG sont significatifs au seuil de 5%, alors que $r_m - r_f$ est significative au seuil de 10%.

D'un autre côté, d'après notre matrice positive des corrélations, on remarque que la prime de marché est fortement corrélée avec EMF (0,91). De plus, il y a une corrélation moins forte mais relativement puissante entre PMG et EMF (0,5). Quant à la corrélation entre la prime de marché et PMG⁸ (0,35), c'est la plus faible. Cette matrice de corrélation nous indique que les trois variables sont plus ou moins dépendantes (renfermant de l'information en commun). En comparant nos coefficients de corrélation avec ceux obtenus par FF, on remarque que les nôtres sont de signe différent d'une part et beaucoup plus élevés d'une autre part. En fait, en 1993, FF ont trouvé que la corrélation entre la prime de marché et EMF est -0,38, celle entre PMG et EMF est -0,08 et celle entre la prime de marché et PMG est 0,32. De même, L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien) ont obtenu des coefficients de corrélation très différents avec les nôtres. En fait, leurs coefficients de corrélation sont comme suit : 0,12 ($(r_m - r_f)$ et PMG), -0,36 ($(r_m - r_f)$ et EMF), -0,39 (PMG et EMF). Notons que la connaissance de l'ampleur des coefficients de corrélation ainsi que de leurs signes est nécessaire pour l'élaboration de stratégies de placement profitables.

Tableau 3.3

Statistiques descriptives relatives aux variables expliquées (six portefeuilles classés selon la CB et le ratio VC/VM), pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois)

	PF	PM	PE	GF	GM	GE	Moyenne
Rendement mensuel excédentaire moyen (en %)	-1,85	-1,56	-1,3	-2,75	-1,82	-2,29	-1,93
Écart type (en %)	9,45	7,21	6,49	5,14	7,25	4,52	6,68
T-Statistique	-2,14*	-2,37*	-2,19*	-5,86*	-2,75*	-5,55*	-2,55
Écart de rendement mensuel excédentaire moyen entre les portefeuilles extrêmes (en %)							
Critère de CB			Critère de ratio VC/VM				
$(r_{P/F} - r_f) - (r_{G/F} - r_f)$	$(r_{P/M} - r_f) - (r_{G/M} - r_f)$	$(r_{P/E} - r_f) - (r_{G/E} - r_f)$	$(r_{G/E} - r_f) - (r_{G/F} - r_f)$	$(r_{P/E} - r_f) - (r_{P/F} - r_f)$			
0,9	0,26	0,99	0,46	0,55			

* : Variable correspondante significative au seuil de 5%.

D'après le tableau 3.3, le rendement mensuel excédentaire moyen pour les six portefeuilles expliqués se situe entre -2,75 % et -1,3%, avec une moyenne égale à -1,93%. Dans ce même cadre, on tient à signaler qu'étant donné que le Canada a connu une période de croissance entre 1996 et 2006, on s'attendait à avoir des rendements excédentaires positifs, ce qui n'est pas notre cas. Le manque de données limitant la grandeur et la diversification de notre échantillon pourrait être la cause du signe négatif. Quant à la volatilité, elle est comprise entre 4,52% et 9,45%, avec une moyenne de 6,68%. Par ailleurs, on remarque que l'écart type ne reflète pas correctement le risque. Ainsi, les portefeuilles ayant les rendements les plus élevés, ne sont pas les plus volatils. Cette remarque est en accord avec les résultats de L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien).

D'une autre part, à partir de nos statistiques descriptives, on constate que l'effet taille (relatif à la CB) est vérifié. En fait, les portefeuilles d'actions à petite CB ont des rendements

respectifs supérieurs à ceux des portefeuilles à grande CB. Par ailleurs, l'effet de ratio VC/VM est vérifié pour tous les portefeuilles à part le portefeuille médian GM. En fait, les portefeuilles à ratio VC/VM élevé présentent des rendements respectifs supérieurs à ceux des portefeuilles à ratio VC/VM plus faible, à l'exception du portefeuille GM⁹. Ce résultat est en contradiction avec ce que FF ont trouvé. En fait, FF ont vérifié l'effet taille et celui du ratio VC/VM pour l'ensemble des portefeuilles construits. Par contre, notre résultat est plus ou moins en accord avec celui de L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien). En effet, les statistiques descriptives relatives à l'étude de ces auteurs montrent que l'effet taille et celui du ratio VC/VM ne sont pas vérifiés pour l'ensemble des portefeuilles. C'est que, dans cette étude canadienne, l'effet taille est vérifié pour tous les portefeuilles à l'exception du portefeuille MM (portefeuille à CB et ratio VC/VM moyens). De même, les portefeuilles à ratio VC/VM élevé présentent des rendements respectifs supérieurs à ceux des portefeuilles à ratio VC/VM plus faible, à l'exception du portefeuille PE.

Et puis, en calculant les variations de rendement entre les portefeuilles dépendants extrêmes de notre étude, on constate que lorsqu'on considère le critère de ratio VC/VM, l'écart passe de 0,46% à 0,55%, alors qu'en considérant le critère de CB, l'écart se situe entre 0,26 % et 0,99%. Ce résultat suggère que la CB domine et a un effet plus important (que celui du ratio VC/VM) sur le rendement des actions. Ce résultat est en accord avec ce que L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien) ont trouvé. Notons par ailleurs que FF ont obtenu des écarts suggérant un résultat différent du notre. En fait, ils ont trouvé un écart qui passe de -0,01% à 0,47% pour les portefeuilles à CB extrême et un écart compris entre 0,19% et 0,62% pour les portefeuilles à ratio VC/VM extrême. Pour eux, le ratio VC/VM domine la CB sur le marché américain.

3.3 Étude des trois modèles unifactoriels

Tableau 3.4

Régressions en séries chronologiques des six portefeuilles (classés selon la CB et le ratio VC/VM) expliqués, pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois); Cas du modèle unifactoriel : le MÉDAF (ayant la prime du risque du marché comme variable explicative): $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i [r_{m,t} - r_{f,t}] + e_{i,t}$

	PF	PM	PE	GF	GM	GE	Moyenne
α	0,005 8	0,005 6	0,006 4	-0,011 8	0,001 7	-0,011 6	-0,000 7
(T-Statistique)	(0,61)	(0,83)	(1,22)	(-3,74)*	(0,19)	(-2,93)*	(-1,59)
β	1,248 6	1,112 8	1,015 7	0,826 5	1,049 8	0,591 2	0,974 1
(T-Statistique)	(11,88)*	(6,52)*	(8,17)*	(12,40)*	(3,94)*	(6,28)*	(8,2)*
R^2 ajusté (en %)	59,46	65,49	67,27	70,97	57,51	46,73	61,24

* : Variable correspondante significative au seuil de 5%.

La prime de risque du marché est significative au seuil de 5% pour la totalité des portefeuilles. De plus, le bêta présente des valeurs positives élevées qui sont centrées à l'unité. Et puis, la constante est d'une part proche de 0, et d'une autre part n'est pas significative au seuil de 5% pour quatre portefeuilles sur six. Finalement, le R^2 ajusté est supérieur à 50% dans 5 des 6 cas. Il varie entre 46,73% et 70,97%. Et le R^2 ajusté moyen est égal à 61,24%. Ainsi, il est clair que le portefeuille de marché a un rôle important et explique une part importante du rendement des actions canadiennes. Par ailleurs, les résultats obtenus ici sont conformes à nos attentes en ce qui concerne la taille, le signe, la significativité et l'importance du bêta du MÉDAF traditionnel. Ceci est en accord avec ce que Black, Jensen, et Scholes (1972) ainsi que Fama et MacBeth (1973) ont obtenu.

Par contre, nos résultats sont en contradiction avec ceux obtenus par FF (et plutôt par Reinganum (1981) ainsi que Lakonishok et Shapiro (1986)). En fait, ces auteurs ont trouvé dans leur étude qu'entre le rendement et le bêta, il existe une relation faible sur certaines

périodes et inexistante sur d'autres périodes. Ils n'ont même pas constaté la relation positive entre ces deux variables : elle est négative sur quelques périodes et légèrement positive sur d'autres.

D'une autre part, les constantes des différentes régressions du MÉDAF nous renseignent également sur l'effet taille et sur celui du ratio VC/VM. En fait, on remarque que les constantes relatives aux portefeuilles (expliqués) à petite CB sont respectivement plus grandes que celles relatives aux portefeuilles (expliqués) à grande CB, tel que l'écart est compris entre 0,0039% et 0,018%. De même, les constantes relatives aux portefeuilles (expliqués) à ratio VC/VM élevé sont respectivement plus grandes que celles relatives aux portefeuilles (expliqués) à ratio VC/VM faible, avec un écart qui passe de 0,0002% à 0,0006%. Ainsi, on constate que l'effet taille ainsi que l'effet du ratio VC/VM sont relativement présents sur le marché canadien. Toutefois, à cause des faibles valeurs des écarts, on ne peut pas dire que les deux effets sont importants, surtout en ce qui concerne l'effet du ratio VC/VM. Par ailleurs, la comparaison entre les deux intervalles d'écarts relatifs aux constantes nous suggère que l'effet taille est plus important que l'effet du ratio VC/VM.

Tableau 3.5

Régressions en séries chronologiques des six portefeuilles (classés selon la CB et le ratio VC/VM) expliqués, pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois); Cas du modèle unifactoriel, ayant la prime de risque de CB (PMG) comme variable explicative:

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + s_i \text{PMG}_t + e_{i,t}$$

	PF	PM	PE	GF	GM	GE	Moyenne
α	-0,028	-0,021	-0,018	-0,028 5	-0,016 2	-0,021 9	-0,022 3
(T-Statistique)	(-4,01)*	(-3,87)*	(-2,71)*	(-5,64)*	(-1,83)**	(-4,1)*	(-3,69)*
s	1,319 7	0,747 1	0,699 8	0,130 5	-0,285 7	-0,090 3	0,420 2
(T-Statistique)	(4,09)*	(2,53)*	(4,33)*	(1,15)	(-0,72)	(-1,03)	(2,31)*
R² ajusté (en %)	45,15	24,47	32,21	0,67	2,81	4,09	18,23

* : Variable correspondante significative au seuil de 5%.

** : Variable correspondante significative au seuil de 10%.

À travers ce modèle unifactoriel, l'effet taille n'est pas bien clair. En fait, la prime de risque liée à la taille est significative pour seulement 3 des 6 cas. De plus, il est vrai que le coefficient s est positif pour les portefeuilles à petite CB, sauf qu'il n'est pas négatif pour la totalité des portefeuilles à grande CB. Autrement dit, le coefficient s n'est pas tout à fait lié et corrélé à la CB. Et puis, le coefficient s n'est pas vraiment centré à 0. Par ailleurs, la constante est significative d'une part et le coefficient de détermination ajusté moyen est assez faible (18,23%) d'une autre part, ce qui veut dire que la prime PMG explique une part négligeable de la variabilité des rendements des actions canadiennes, et ne peut pas être considérée comme unique facteur déterminant du rendement.

Tableau 3.6

Régressions en séries chronologiques des six portefeuilles (classés selon la CB et le ratio VC/VM) expliqués, pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois); Cas du modèle unifactoriel, ayant la prime du risque du ratio VC/VM (EMF) comme variable explicative: $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + h_i \text{EMF}_t + e_{i,t}$

	PF	PM	PE	GF	GM	GE	Moyenne
α	-0,042 1	-0,031	-0,029 7	-0,041 2	-0,03	-0,031 8	-0,034 3
(T-Statistique)	(-6,83)*	(-6,13)*	(-5,05)*	(-12,11)*	(-5,05)*	(-8,18)*	(-7,22)*
h	0,762 1	0,489 3	0,520 7	0,440 8	0,374 4	0,287 6	0,479 1
(T-Statistique)	(12,94)*	(10,2)*	(16,06)*	(16,6)*	(6,62)*	(5,37)*	(11,3)*
R^2 ajusté (en %)	75,84	46,39	70,24	71,23	26,49	43,25	55,57

* : Variable correspondante significative au seuil de 5%.

La prime de risque liée au ratio VC/VM est significative au seuil de 5% pour la totalité des portefeuilles, ce qui veut dire que le ratio VC/VM a un effet sur le rendement. Toutefois, le signe du coefficient h n'est pas constaté. En fait, on s'attendait à ce que le coefficient h correspondant aux portefeuilles à ratio VC/VM élevé soit positif et celui qui correspond aux portefeuilles à ratio VC/VM faible soit négatif, ce qui n'est pas le cas. Et puis, le coefficient h n'est pas vraiment centré à 0. De plus, ce modèle à un facteur explique en moyenne 55,57% du rendement des portefeuilles. Par ailleurs, on tient à signaler qu'il est plutôt logique que la variable EMF ait un coefficient de détermination ajusté proche de celui du MÉDAF (61,24%) surtout que les primes du marché et de ratio VC/VM sont fortement corrélés (0,91). Enfin, la constante est significative au seuil de 5% pour tous les portefeuilles, ce qui veut dire que EMF ne capte pas la totalité de variabilité des rendements.

Finalement, les résultats relatifs aux trois modèles unifactoriels ci-haut nous montrent que le modèle le plus performant est le MÉDAF (R^2 ajusté = 61,24%). Le portefeuille de marché a un rôle prépondérant par rapport aux autres facteurs quant à la description de la variabilité des rendements des portefeuilles. Quant à la variable qui a le pouvoir explicatif le plus faible, il s'agit de PMG (R^2 ajusté = 18,23%). Par ailleurs, dans le modèle unifactoriel relatif à PMG,

l'effet taille n'était pas bien clair. Et en ce qui concerne le modèle relatif à EMF, on a constaté l'influence du ratio VC/VM sur le rendement, mais on n'a pas obtenu le signe attendu du coefficient relatif.

À titre comparatif, notons que FF ont obtenu un résultat différent du nôtre. En fait, dans le cadre d'une analyse univariée, ils ont montré que, sur le marché américain, la taille et le ratio VC/VM décrivent le rendement beaucoup mieux que le portefeuille du marché. Plus encore, ils ont remarqué qu'entre le rendement et le bêta, il existe une relation plutôt faible.

3.4 Application du modèle de FF

Tableau 3.7

Régressions en séries chronologiques des six portefeuilles (classés selon la CB et le ratio VC/VM) expliqués, pour la période allant de Juillet 1996 à Juin 2006 (120 mois); Cas du modèle multifactoriel de FF :

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i [r_{m,t} - r_{f,t}] + s_i PMG_t + h_i EMF_t + e_{i,t}$$

	PF	PM	PE	GF	GM	GE	Moyenne
α	-0,050 1	0,029 3	-0,01	-0,031 5	0,033 7	-0,022	-0,008 4
(T-Statistique)	(-3)*	(1,66)**	(-0,88)	(-5,02)*	(2,04)*	(-1,77)**	(-2,39)*
β	-0,192 6	1,773 3	0,583 1	0,282 8	1,886 6	0,296 2	0,771 6
(T-Statistique)	(-0,42)	(3,69)*	(1,97)*	(1,66)**	(4,13)*	(0,87)	(2,12)*
s	0,610 5	0,585	0,355 5	-0,377 1	-0,617 2	-0,426 8	0,021 6
(T-Statistique)	(3,19)*	(2,43)*	(2,66)*	(-5,75)*	(-3,79)*	(-3,18)*	(3,5)*
h	0,747 6	-0,488 2	0,166 7	0,382 6	-0,367 3	0,248 6	0,115
(T-Statistique)	(3,68)*	(-1,99)*	(1,08)	(5,46)*	(-2,07)*	(1,78)**	(2,67)*
Test de redondance (Variable redondante : $r_m - r_f$)							
Statistique_F	1,21	143,79	12,15	9,12	242,31	5,91	
Prob-Statistique_F	0,275	< 0,001	< 0,001	0,003	< 0,001	0,017	-
Test de redondance (Variable redondante : PMG)							
Statistique_F	42,66	55,11	24,79	57,14	91,35	43,21	
Prob-Statistique_F	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	-
Test de redondance (Variable redondante : EMF)							
Statistique_F	57,02	34,21	3,00	52,41	28,84	13,06	
Prob-Statistique_F	< 0,001	< 0,001	0,086	< 0,001	< 0,001	< 0,001	-
R ² ajusté (en %)	81,30	77,17	76,07	82,04	84,85	60,61	77,01

* : Variable correspondante significative au seuil de 5%.

** : Variable correspondante significative au seuil de 10%.

Dans le cadre de cette analyse multivariée, on constate que l'effet taille domine celui du ratio VC/VM. En fait, pour la majorité des portefeuilles expliqués, les deux coefficients de sensibilité s et h captent significativement les variations du rendement. Plus précisément, s est plus significatif que h . Par ailleurs, les signes attendus pour s sont vérifiés, alors que ceux de h ne le sont pas. En effet, le coefficient s augmente pour les portefeuilles de petites CB et diminue jusqu'à atteindre des valeurs négatives pour les portefeuilles de grandes CB. Alors que le coefficient h n'augmente pas pour les portefeuilles à ratio VC/VM élevé et ne diminue pas pour les portefeuilles à faible ratio VC/VM, ce qui veut dire que le coefficient h n'est pas corrélé au ratio VC/VM. Plus encore, on remarque qu'en moyenne, s est plus centré à 0 que h . Par ailleurs, en comparaison avec les modèles unifactoriels, on remarque qu'avec le modèle multifactoriel de FF, s et h sont beaucoup plus centrés à 0.

Notons que d'après la littérature, les deux portefeuilles d'arbitrage (ou encore de réplication) PMG et EMF devraient avoir des coefficients respectifs centrés à 0. De plus, le fait que s est très proche de 0 veut dire que les actions, qui ont des CB égales à la CB médiane de l'échantillon, ont un risque très faible.

À titre comparatif, on tient à mentionner que Francoeur (2006, marché canadien) ainsi que Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien) ont déjà montré que s est plus significatif que h . Toutefois, dans la première étude, les deux coefficients sont globalement significatifs : s est seulement significatif dans 17 des 25 cas et h l'est dans 16 des 25 cas. Alors que les résultats de la deuxième étude semblent être plus proche des nôtres (pour ce point). En fait s est significatif avec une probabilité de 100%, alors que h est significatif pour la majorité des portefeuilles. Toutefois, sur le marché américain, FF ont trouvé un résultat contradictoire avec le nôtre. Ils ont montré que le ratio VC/VM (significatif) est statistiquement plus significatif que la CB (significative); et que le ratio VC/VM a continuellement un effet plus puissant, majeur et dominant par rapport à la CB quant à l'influence sur le comportement des titres.

En ce qui concerne le signe de s et de h , FF ainsi que Francoeur (2006, marché canadien) ont vérifié les signes attendus de ces deux coefficients, ce qui n'est pas notre cas (vérification du signe de s seulement). Quant à l'étude de Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien), le signe de s a été vérifié, et celui de h est flou car dans cette étude, les titres sont seulement classés en fonction de la CB (et non en fonction de la CB et du ratio VC/VM).

Par ailleurs, on tient à mentionner que les observations faites dans le cadre de notre analyse multivariée sont généralement en accord avec les résultats de la section précédente, sauf en ce qui concerne la variable liée à la CB. En fait, accompagnée des deux autres primes de risque, cette variable est devenue la plus significative. De plus, son signe a été vérifié, et son coefficient de sensibilité est devenu plus centré à 0.

En ce qui concerne le portefeuille du marché, il joue un rôle important dans l'explication du rendement, ce qui est d'une part contradictoire avec les résultats obtenus par FF sur le marché américain, et d'une autre part conforme avec ceux obtenus par Francoeur (2006, marché canadien) ainsi que Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien). Dans ces deux études canadiennes, le bêta est significatif pour tous les portefeuilles. Par contre, le bêta a un rôle très faible dans l'étude de FF.

Nos résultats disent que le bêta est significatif dans 4 des 6 cas. De plus, son signe positif attendu est vérifié dans 5 des 6 cas. Par ailleurs, on remarque que le rôle du portefeuille du marché était plus prononcé dans la section précédente (avec le MÉDAF). En fait, avec le MÉDAF, le bêta était plus significatif, plus centré à l'unité et positif avec une probabilité de 100%.

Par ailleurs, l'obtention de coefficients de corrélation élevés, à savoir : 0,91 ($(r_m - r_f)$ et EMF), 0,5 (PMG et EMF) et 0,35 ($(r_m - r_f)$ et PMG) (voir deuxième section du présent chapitre), nous a poussé à appliquer des tests de redondance sur le modèle de FF afin de vérifier s'il y a une variable de trop qui devrait être éliminée du modèle (cas du marché canadien). D'après les résultats obtenus, on remarque que dans 5 des 6 cas, le portefeuille de

marché et le ratio VC/VM ne sont pas des variables redondantes. En ce qui concerne le test de redondance relatif à la variable CB, la probabilité (Statistique_F) est supérieure à 5% pour la totalité des portefeuilles expliqués, ce qui veut dire que la CB n'est pas une variable redondante avec une probabilité de 100%. Notons qu'on ne peut pas comparer ces résultats avec ceux de FF ni avec ceux des études canadiennes (déjà citées), à cause du fait que ces auteurs n'ont pas appliqué de test de redondance sur le modèle de FF (surtout que leurs coefficients de corrélation étaient négligeables en comparaison avec les nôtre).

Finalement, la constante de notre modèle est significativement différente de 0 dans 5 des 6 cas. Par conséquent, la variabilité de rendement des actions canadiennes n'est pas totalement captée par les trois facteurs du modèle de FF. Ainsi, ça remet en cause le fait que le modèle de FF soit performant et bien spécifié sur le marché canadien. Ceci est en contradiction avec le résultat obtenu par FF. En fait, la constante de leur modèle est significativement proche de 0 pour 24 portefeuilles sur 25. De même, la constante relative à l'étude de Francoeur (2006, marché canadien) n'est pas significative dans 17 des 25 cas. Par contre, le résultat de Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien) est plus proche du nôtre. En fait, leur constante est significative dans 8 des 10 cas.

D'autre part, la comparaison des constantes du MÉDAF (voir tableau 3.4) et de celles du modèle de FF (voir tableau 3.7) suggère que le MÉDAF semble mieux évaluer le rendement des actions. C'est que les constantes du MÉDAF sont beaucoup moins significatives et plus centrées à 0 que celles du modèle de FF. Ceci met encore plus l'accent sur le rôle important du bêta dans l'explication du rendement.

Par contre, en observant le R^2 ajusté moyen, il est clair que lorsqu'on combine les trois déterminants, le rendement des actions canadiennes est beaucoup mieux décrit et expliqué. En fait, le R^2 ajusté moyen monte à 77,01% (par rapport aux modèles unifactoriels), tel qu'il varie entre 60,61% et 84,85%. Francoeur (2006, marché canadien) a déjà obtenu un R^2 plus faible (51,76%); alors que celui de Carmichael, Coënz et L'Her (2007, marché canadien) est plus faible mais beaucoup plus proche (73,1%) du nôtre.

Là, on tient à rappeler que pour FF, leur modèle à trois facteurs explique le rendement beaucoup mieux que le MÉDAF et les deux autres modèles unifactoriels (relatifs à PMG et EMF). De même, en se basant sur des statistiques descriptives, L'Her, Masmoudi et Suret (2002, marché canadien) ont affirmé que le modèle de FF est mieux que le MÉDAF en ce qui concerne l'estimation des coûts des fonds propres et celle de la performance des gestionnaires de portefeuilles.

CONCLUSION

L'objectif de ce mémoire a été de tester les trois facteurs de Fama et French (FF) sur le marché des actions canadien, en utilisant trois méthodes différentes. Ces trois facteurs déterminants du rendements sont : le portefeuille de marché, la Capitalisation Boursière (CB) et le ratio Valeur Comptable/Valeur du marché (VC/VM). Quant aux méthodes utilisées, elles sont comme suit. Premièrement, on a analysé les statistiques descriptives des portefeuilles construits. Deuxièmement, on a effectué une analyse univariée. Autrement dit, on a testé trois modèles unifactoriels ayant respectivement les trois variables indépendantes suivantes : le portefeuille du marché, la CB et le ratio VC/VM. Troisièmement, on a effectué une analyse multivariée, c'est à dire qu'on a testé le modèle de FF.

Le traitement des facteurs a pris la forme d'une étude en séries temporelles des rendements de portefeuilles d'actions classés selon la CB et le ratio VC/VM. Par ailleurs, la construction et le classement des portefeuilles d'arbitrage ont été établis suivant une méthodologie adaptée à celle de FF.

Dans le présent mémoire, notre apport par rapport aux études canadiennes récentes (tel que celle de L'Her, Masmoudi et Suret (2002); Francoeur (2006) et Carmichael, Coënz et L'Her (2007)) est principalement de nature empirique. En fait, notre contribution consiste à classer et à construire les portefeuilles d'une manière adaptée mais différente de celle utilisée par ces auteurs canadiens (ainsi que par FF). Autrement dit, on a construit des portefeuilles équipondérés et non pondérés par la CB. De plus, que ce soit pour les portefeuilles explicatifs ou expliqués, on a réparti différemment les actions : on a opté pour un nombre plus limité de classe. D'un autre côté, pour vérifier l'effet des variables de leur modèle, FF ont fait appel à divers méthodes dont : l'analyse univariée et celle des statistiques descriptives. Ces deux méthodes ont été négligées par la majorité des études canadiennes récentes (et notamment en ce qui concerne l'analyse univariée), d'où l'utilité de ces deux méthodes dans notre mémoire. Finalement, on se distingue de la plupart des études

canadiennes par le fait d'utiliser des bases de données plus récentes et beaucoup moins utilisées pour ce type de recherche, à savoir : *CFMRC* et *Stock Guide*.

Afin de répondre à l'objectif de notre mémoire, on a commencé par une revue de littérature incluant deux parties. On a consacré la première partie à l'étude du modèle d'évaluation le MÉDAF et notamment à celle du facteur explicatif : le portefeuille du marché. Dans la deuxième partie, on a traité le modèle de FF, tout en s'intéressant spécialement aux deux facteurs fondamentaux ajoutés par ces chercheurs, à savoir : la CB et le ratio VC/VM. En ce qui concerne la troisième partie, elle a été réservée à l'analyse empirique décrite ci-haut.

À partir de l'analyse des statistiques descriptives, on vérifie l'effet taille pour la totalité des portefeuilles expliqués. Par contre, l'effet du ratio VC/VM est vérifié pour l'ensemble des portefeuilles à l'exception du portefeuille médian GM. De plus, la comparaison des variations de rendement entre les portefeuilles dépendants extrêmes nous dévoile que la CB domine et a un effet plus important que celui du ratio VC/VM sur le rendement des actions.

Les résultats obtenus suite à l'estimation des trois modèles unifactoriels nous permettent de sortir avec les constatations suivantes. Premièrement, le portefeuille de marché a un rôle important et explique une grande part du rendement des actions canadiennes. Par ailleurs, la comparaison des constantes des différentes régressions du MÉDAF nous permet de conclure que l'effet taille et l'effet du ratio VC/VM sont présents sur le marché canadien, tel que l'effet taille domine celui du ratio VC/VM. Deuxièmement, la CB ne peut pas être considérée comme unique facteur déterminant du rendement. Étant seule, elle explique une part négligeable de la variabilité des rendements des actions canadiennes. De plus, du côté de la significativité et du signe, l'effet taille est ambigu. Troisièmement, le ratio VC/VM a un effet sur le rendement, sauf que son signe n'est pas vérifié. Finalement, la comparaison des trois modèles unifactoriels nous permet de conclure que le modèle le plus performant est le MÉDAF; le portefeuille de marché a un rôle prépondérant par rapport aux autres facteurs. Quant au modèle le moins performant, il s'agit de celui relatif à la CB.

L'application du modèle de FF sur le marché canadien nous permet de conclure que l'effet taille (relatif au risque résiduel) existe. Par ailleurs, les actions à petite CB, considérées comme étant plus risquées et ayant un coût de capital plus élevé, ont un rendement plus élevé que celles à grande CB. Les actions à petite CB ne sont pas bien jugées par le marché et par la suite ne sont pas vraiment recherchées par les investisseurs, ce qui veut dire que leur prix en bourse est plutôt médiocre (les investisseurs exigent un rendement plus élevé comme compensation au risque). Les entreprises relatives à ces actions sont souvent fragiles, vulnérables et souffrantes de détresse. En outre, elles ont généralement une performance économique faible, des perspectives de croissance médiocres et une confiance d'investisseurs modeste. De plus, nos résultats montrent que le ratio VC/VM (relatif au risque résiduel) a un effet sur le rendement sauf qu'on n'a pas observé le signe attendu. Par ailleurs, l'effet taille domine celui du ratio VC/VM. D'un autre côté, le portefeuille du marché (relatif au risque systématique) joue un rôle important dans l'explication du rendement. Ces constatations sont globalement similaires à celles déduites de l'analyse des statistiques descriptives et de l'estimation des modèles unifactoriels. De même, ces résultats sont en accord avec ceux des études canadiennes récentes (tel que celle de L'Her, Masmoudi et Suret (2002), Francoeur (2006) et Carmichael, Coënz et L'Her (2007)), sauf en ce qui concerne le signe du ratio VC/VM. Par contre, ces résultats sont en désaccord avec ceux obtenus par FF sur le marché américain. En fait, ces deux auteurs ont vérifié la présence de l'effet taille et de celui du ratio VC/VM, tel que l'effet du ratio VC/VM (interprété par eux comme étant un indicateur direct des perspectives de la firme) domine celui de la taille. De plus, pour eux, le portefeuille du marché joue un rôle très faible dans l'explication du rendement.

Et puis, accompagnée des deux autres déterminants, on remarque que la CB prend beaucoup plus d'ampleur quant à la description de la variabilité du rendement. En fait, la CB est devenue la plus significative, son signe est observé, et son coefficient de sensibilité est devenu plus centré à 0. Par contre, avec le modèle multifactoriel, le portefeuille du marché a un rôle légèrement moins prononcé qu'avec le MÉDAF.

Par ailleurs, la comparaison du modèle multifactoriel de FF avec les trois autres modèles unifactoriels nous permet de constater que lorsqu'on combine les trois facteurs, le rendement des actions canadiennes est beaucoup mieux décrit et expliqué (même s'il n'est pas décrit en totalité). De plus, chaque facteur de risque a un rôle dans la capture de la variabilité du rendement. Autrement dit, il n'y a aucune variable de trop qui devrait être éliminée du modèle. Ces deux constatations sont en accord avec celles de Fama et French (marché américain), ainsi que celles de l'étude canadienne de L'Her, Masmoudi et Suret (2002).

Par ailleurs, les deux facteurs fondamentaux ajoutés par FF jouent un rôle complémentaire pour le bêta. Ils ajoutent de l'information, ce qui permet de donner une meilleure explication et prévision possible du rendement. En outre, ça permet d'élaborer des stratégies de placement plus réussies, d'estimer le coût des fonds propres des firmes et d'évaluer la performance des gestionnaires de portefeuille plus correctement.

Finalement, étant donné que la revue de littérature montre que jusqu'à aujourd'hui, il n'y a aucune théorie qui précise les facteurs exacts déterminants du rendement, et puisque le seul chemin possible à prendre est celui d'une étude empirique, alors les études empiriques récentes; et/ou relatives à des périodes différentes et plus ou moins longues; et/ou touchant différents marchés; et/ou présentant des spécifications différentes; et/ou utilisant des outils économétriques différents sont toujours les bien venues. Ces études sont d'un grand apport pour avancer et faire un ou plusieurs pas dans le domaine de la gestion de portefeuille d'une part; et dans celui de la recherche d'une autre part. Toutefois, l'une des critiques fondamentales des modèles d'évaluation est que le fondement théorique justifiant l'utilisation de certains facteurs est souvent ambigu. D'où la nécessité de travailler plus sur ce point afin de trouver une théorie solide, plus complète et plus exacte encadrant ces études.

NOTES

CHAPITRE I

1. Le Modèle d'Évaluation des Actifs Financiers; ou *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*.
2. Sharpe (1964), Lintner (1965) et Mossin (1966).
3. La frontière, relative au cas d'absence d'actif sans risque.
4. « À la Markowitz ».
5. Appelée aussi : *Capital Market Line (CML)*.
6. Le Modèle d'Évaluation par Arbitrage; ou encore l'*APT (Arbitrage Pricing Theory)*.

CHAPITRE II

1. Appelé aussi: *The Three Factor Pricing Model (TFPM)*.
2. Correspondant au *PER (Price-Earnings Ratio)*.
3. Cette variable est nommée *SMB (Small Minus Big)* par FF.
4. Cette variable est nommée *HML (High Minus Low)* par FF.
5. Notons que la constante de ce modèle et de tout autre modèle d'évaluation participe dans l'évaluation de la performance des gestionnaires de portefeuille.

6. Comme compensation.

7. Ce résultat a été vérifié plus tôt par Roll (1983) et Keim (1983). De même, en 1988 Calvet et Lefoll (étude sur le marché canadien) ont déjà conclut que l'effet taille est présent le mois de janvier, mais semble absent le reste de l'année.

8. Lors d'une étude, Chan et Chen (1991) ont utilisé ces mêmes arguments pour justifier l'utilisation de leurs deux variables « le levier d'endettement » et « la variation de dividendes ». D'ailleurs, FF (1992) ont déclaré qu'il serait intéressant de vérifier si les deux facteurs de Chan et Chen pourraient absorber l'effet de la CB et du ratio VC/VM.

9. Une entreprise à ratio VC/VM négatif a une valeur comptable négative. Ceci est causé par la négativité persistante des bénéfices de ce genre d'entreprise. Par contre, un ratio VC/VM élevé est typiquement causé par une chute du cours. Dans les deux cas, on est en présence de : détresse et vulnérabilité économique, perspectives de croissance faibles, rendement élevé... Notons que FF ont exclu de leur échantillon les entreprises à ratio VC/VM négatif.

10. En fait, Molay a montré que le ratio de Sharpe, le ratio Q de Tobin et la Valeur de Marché Ajoutée, qui sont des mesures de performance, peuvent être considérés comme des substituts pour le ratio VC/VM dans le modèle de FF. Ces mesures de performance sont substituées au ratio VC/VM dépendamment de leurs liaisons respectives avec ce ratio. On tient à préciser qu'à l'inverse du ratio de Sharpe, le ratio Q de Tobin et la Valeur de Marché Ajoutée sont liés négativement au ratio VC/VM; et bien évidemment au rendement. Et puis, ces mesures sont définies comme suit. Le ratio de Sharpe est défini comme étant le rapport entre l'excès du rendement d'un titre par rapport au taux sans risque et l'écart type de rendement de ce titre. Le ratio Q de Tobin est le rapport entre la valeur de marché de l'entreprise et le coût de remplacement des actifs. Quant à la Valeur de Marché Ajoutée, elle correspond à l'excès de la valeur de marché des capitaux investis par rapport à la valeur comptable de ces capitaux.

11. Dans les autres études, le levier d'endettement a le plus souvent comme proxy le ratio : (Capitaux empruntés/Capitaux propres). Toutefois, FF (1992) ont pris le ratio (Actif/Valeur Comptable) comme proxy pour le levier comptable, et le ratio (Actif/CB) comme proxy pour le levier de marché. Le choix de FF pour deux variables de nature différente était intelligent. En effet, Thibierge et Thomas (1997) ont stipulé dans leur article « Effet de Levier, p. 24 » : « L'analyse privilégiant une base comptable a contribué à fausser la perception de l'effet du niveau d'endettement, en raison justement du recours à une base comptable, mais aussi de l'absence de lien systématique avec le risque. Et puis, la quasi-totalité des méthodes de présentation de l'effet de levier recourt à la création d'agrégats comptables et d'indicateurs, très globaux et parfois sans logique comptable ni financière ni

économique. Les modèles justifient ces "créations" par les besoins de la démonstration, posant en préalable à la mise en évidence de l'effet de levier la définition de ces instruments...Le raisonnement comptable ne suffit pas. Et le raisonnement financier doit être mené en valeur de marché; c'est le marché qui sanctionne la valeur des entreprises ».

12. Ce résultat a été vérifié aussi par Bhandari (1988).

13. Cette rentabilité est appelée aussi *ROA (Return On Assets)*, rentabilité économique ou encore rentabilité de l'actif.

14. Appelée également *ROE (Return On Equities)*, profitabilité, rentabilité des capitaux propres ou encore rentabilité financière.

15. Il s'agit d'un retournement de levier correspondant à une baisse éventuelle de la rentabilité économique par rapport au coût d'endettement. Ceci arrive généralement suite à une crise économique ou à une diminution inattendue de la performance de l'entreprise.

16. Les titres ayant une valeur minime.

CHAPITRE III

1. C'est une base de données financière qui comprend les données boursières (Rendements mensuels, Cours boursiers, nombre d'actions...) des sociétés inscrites à la bourse de Toronto; ainsi que certains indicateurs économiques (Taux des Bons du Trésor...).

2. Elle décrit financièrement les sociétés du Marché Boursier Canadien. La description inclut : le profil, la rémunération des membres de l'équipe de gestion, des ratios financiers dont le ratio Valeur du marché/Valeur comptable, la structure de capital...

3. Que ce soit pour les modèles unifactoriels ou multifactoriels, pour construire des portefeuilles explicatifs ou expliqués, on répartit les actions selon deux critères : la CB et le ratio VC/VM.

4. Pour la période allant de 1996 à 2005.

5. Relative au mois Juin de l'année T.
6. En commençant par l'année 1995 et arrivant à l'année 2004.
7. Selon FF, le fait de répartir les actions selon la CB et le ratio VC/VM d'une façon indépendante permet de diminuer la corrélation entre les deux variables indépendantes relatives à la CB et au ratio VC/VM.
8. Notons que si on avait calculé les rendements en se basant sur des pondérations par rapport à la CB, on aurait normalement trouvé un coefficient de corrélation beaucoup plus grand entre la prime de marché et PMG. (Molay, 1999)
9. On s'attendait à ce que le rendement du portefeuille GM soit supérieur à celui du portefeuille GF et inférieur à celui du portefeuille GE.

BIBLIOGRAPHIE

Aftalion, Florin, 2005, "Le Medaf et la Finance Comportementale", *Revue Française de Gestion* 157, 203-214.

Ajili, Souad, 2004, "Size and Book to Market Effects vs. Co-skewness and Co-kurtosis in Explaining Stock Returns", *Papier de Recherche, Université Paris IX Dauphine*.

Amenc, Noël et Véronique Le Sourd, 2003, *Portfolio Theory and Performance Analysis*, England, John Wiley and Sons.

Atron, Simon, "Les Performances des Titres suite Aux Annonces des Résultats : Sous- et/ou Sur-réaction ou Phénomène Hasardeux? Application des Modèles à Facteurs de Fama et French (1993) et Carhart (1997)-Cas du Marché Français", *Papier de Recherche, Institut de Recherche en Gestion (IRG), Université Paris 12*.

Banz, Rolf W., 1981, "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks", *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.

Basu, Sanjoy, 1983, "The Relationship between Earnings Yield, Market Value, and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence", *Journal of Financial Economics* 12, 129-156.

Bellalah, Mondher et Leila Besbes, 2006, "L'effet Momentum : Application d'un Modèle à Quatre Facteurs sur le Marché Français", *Euro-Mediterranean Economics and Finance Review* 1, 6-17.

Berk, Jonathan, 1995, "A critique of Size-Related Anomalies", *Review of Financial Studies* 8, 275-286.

Berk, Jonathan, 1996, "A View of the Current Status of the Size Anomaly", *Papier de Recherche, School of Business Administration, Université de Washington*.

Bhandari, Laxmi Chand, 1988, "Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence", *Journal of Finance* 43, 507-528.

Black, Fischer, Michael C. Jensen. et Myron Scholes, 1971, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests", Papier de Recherche, (Praeger, New York).

Breen, William J. et Robert A. Korajczyk, 1995, "On Selection Biases in Book-to-Market Based Tests of Asset Pricing Models", Papier de Recherche, Université de Northwestern.

Brennan, M., 1973, "Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy", National Tax Journal 23, 417-427.

Brown, Stephen J., Edwin J. Elton, William N. Goetzmann et Martin J. Gruber, 2007, Modern Portfolio Theory And Investment Analysis, 7ème édition, John Wiley and Sons.

Calvet, A.L. et J. Lefoll, 1988, "Risk and Return on Canadian Capital Markets", Canadian Journal of Administrative Sciences.

Capaul, C., I. Rowley et W. Sharpe, 1993, "International Value and Growth Stock Returns", Financial Analysts Journal 49, 27-36.

Carmichael, Benoît, Alain Coënz et Jean-François L'Her, 2007, "Erreurs sur les Variables et Modèles d'Évaluation des Actifs Financiers Canadiens", Papier de recherche, Québec.

Chan, K. C. et Nai-fu Chen, 1991, "Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms", Journal of Finance 46, 1467-1484.

Chan, Louis K. C., Yasushi Hamao et Josef Lakonishok, 1991, "Fundamentals and Stock Returns in Japan", The Journal of Finance 46, 1739-1764.

Chou, Pin-Huang, Robin K. Chou et Jane-Sue Wang, 2004, "On the Cross-section of Expected Stock Returns: Fama-French Ten Years Later", Finance Letters, 18-22.

Cobbaut, Broquet et Gillet van den Berg. 2004, Gestion de portefeuille, 4^{ème} édition, Bruxelles, De Boeck.

Coghlan, H., 1988, "Small Firms versus Large on the Irish Stock Exchange: An Analysis of the Performances", Irish Business and Administrative Research 9, 10-20.

Daniel, Kent et Sheridan Titman, 1997, "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns", *The Journal of Finance* 52, 1-33.

Debondt, W. et R. Thaler, 1987, "Further Evidence on Investor Overreactions and Stock Market Seasonality", *Journal of Finance* 42, 557-581.

De La Baume, Renaud, 1990, *Guide de la Bourse*, M.A. Éditions.

Ducassy, Isabelle, Isabelle Martinez et Simon Parienté, 2002, "Taille et Création de Valeur: une Étude Empirique sur des Groupes Français", *Cahier de Recherche*, N° 2002-149, Centre de Recherche en Gestion, IAE de Toulouse.

Esch, Louis, Robert Kieffer et Thierry Lopez, 2003, *Asset et Risk Management : La Finance orientée « risques »*, 1^{ère} édition, Bruxelles, De Boeck.

Fama, Eugene F., 1976, *Foundations of Finance*, New York, Basic Books.

Fama, Eugene F. et Kenneth R. French, 1992, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *The Journal of Finance* 47, 427-465.

Fama, Eugene F. et Kenneth R. French, 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.

Fama, Eugene F. et Kenneth R. French, 1995, "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns", *The Journal of Finance* 50, 131-155.

Fama, Eugene F. et Kenneth R. French, 1996, "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *The Journal of Finance* 51, 55-84.

Fama, Eugene F. et Kenneth R. French, 1998, "Value versus Growth: The International Evidence", *The Journal of Finance* 53, 1975-1999.

Fama, Eugene F. et James MacBeth, 1973, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy* 81, 607-636.

Fontaine, Patrice, 1987, Arbitrage et évaluation internationale des actifs financiers, Économica.

Francoeur, Claude, 2006, "Les Études d'Évènements : les Impacts à Long Terme sur la Valeur Boursière", Cahier de Recherche, N°06-02, HEC Montréal.

Haugen, Robert, 1995, The New Finance: The Case against Efficient Markets, N. J., Prentice Hall.

Haugen, Robert A., 2001, Modern Investment Theory, 5^{ème} édition, New Jersey, Prentice Hall.

He , Jia et Lilian K. Ng, 1994, "Economic Forces, Fundamental Variables, and Equity Returns", The Journal of Business 67, 599-609.

Huang, Chi-fu et Robert H. Litzenberger, 1988, Foundations for financial economics, New York, North-Holland.

Jacquillat, Bertrand et Bruno Solnik, 1989, Marchés Financiers : Gestion de portefeuille et des risques, Paris, Dunod.

Jegadeesh, N., 1992, "Does Market Risk Really Explain the Size Effect", Journal of Financial and Quantitative Analysis 27, 337-352.

Khotari, S.P., J. Shanken, et R. Sloan, 1995, "Another Look at the Cross-Section of Expected Returns", Journal of Finance 50.

Lakonishok, Josef et Alan C. Shapiro, 1986, "Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns", Journal of Banking and Finance 10, 115-132.

Lakonishok, J., A. Shleifer et R.W. Vishny, 1994, "Contrarian investment, extrapolation, and risk". Journal of Finance 49, 1541-1578.

Le Fur, Yann, Pascal Quiry et Pierre Vernimmen, 2005, Finance d'Entreprise, 6^{ème} édition, Dalloz.

Levy, H., 1978, "Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in a Portfolio", *American Economic Review* 68, 643-658.

Lewellen, Jonathan, 1999, "The Time-Series Relations among Expected Return, risk, and Book-to-Market", *Journal of Financial Economics* 54, 5-43.

L'Her, Jean-François; Tarek Masmoudi et Jean-Marc Suret, 2002, "Effets Taille et Book-to-Market au Canada", *Revue Canadienne d'Investissement*, Été 2002.

Lintner, John, 1965, "Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification", *The Journal of Finance* 20, 587-615.

Lintner, John, 1970, "The Market Price of Risk, Size of Market and Investor's Risk Aversion", *Review of Economics and Statistics* 52, 87-99.

Litzenberger, Robert, Krishna Ramaswamy et Howard Sosin, 1979, "On the CAPM Approach to the Estimation of A Public Utility's Cost of Equity Capital", *The Journal of Finance* 35, 369-383.

Mazars, R. et P. Rudelli, 1984, *Principes et Pratique de Gestion Financière*, 6^{ème} édition, Paris, J.DELMAS et Cie.

Merton, Robert C., 1973, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica* 41, 867-887.

Miller, M. et M. Scholes, 1972, "Rates of Return in Relation to Risk: a Re-examination of some Recent Findings", *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger, New York, 47-78.

Molay, Eric, 1999, *Le Modèle de Rentabilité à Trois Facteurs de Fama et French (1993) : le Cas Français*, *Papier de Recherche*, Université d'Aix Marseille.

Molay, Eric, 2000, "Effet Book-To-Market et Mesure de Performance à la Bourse de Paris ", *Études et Documents- Série Recherche*, Centre d'Études et de Recherche sur les Organisations et la gestion, Université d'Aix Marseille.

Molay, Eric, 2001, "Modélisation Empirique de la Rentabilité : le Modèle à trois Facteurs, une Alternative au Modèle de Marché ? ", Thèse de doctorat, l'IAE Aix.

Molay, Eric, 2002, "Une Analyse Transversale de la Rentabilité Espérée des Actions sur le Marché Français", Papier de Recherche, Centre de Recherche : Risk and Asset Management, Université d'Aix-en-Marseille III.

Mossin, Jan, 1966, "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica* 34, 768-783.

Pepin, Dominique, 2001, "Le CAPM versus le Modèle de Neutralité au Risque : Existence d'une Région Critique pour la Prime de Risque du Marché", Papier de Recherche, Centre de Recherche sur l'Intégration Économique et Financière, Université de Poitiers.

Reinganum, Marc R., 1981, "A New Empirical Perspective on the CAPM", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 16, 439-462.

Roger, Patrick, 1996, *L'évaluation des Actifs Financiers*, Bruxelles, De Boeck.

Roll, R., 1977, "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests", *Journal of Financial Economics* 4, 129-176.

Roll, Richard, 1983, "Vas ist Das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms", *Journal of Portfolio Management* 9, 18-28.

Rosenberg, Barr, Kenneth Reid et Ronald Lanstein, 1985, "Persuasive Evidence of Market Inefficiency", *Journal of Portfolio Management* 11, 9-17.

Ross, S., 1976, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory* 13, 341-360.

Rubio, G., 1988, "Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market", *Journal of Banking and Finance* 12, 221-242.

Sharpe, William F., 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *The Journal of Finance* 19, 425-442.

Sharpe, William F., 1970, *Portfolio Theory and Capital Markets*, New York, McGraw-Hill, 1970.

Statman, Dennis, 1980, "Book Values and Stock Returns", *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers* 4, 25-45.

Senchak, J. et D. Martin, 1987, "The Relative Performance of the PSR and the PER Investment Strategies", *Financial Analysts Journal* 46.

Taib, Asmaa, 2006, "Etude de la Rentabilité en Series Temporelles sur le Marché Français : le Modèle à trois Facteurs de Fama et French vs. un Modèle à trois Facteurs Proposé", *Papier de Recherche*, Centre de Recherche en Gestion (CRG), IAE-Université Toulouse.

Thibierge, Christophe et Philippe Thomas, 1997, "L'effet de Levier: Une Relecture Opérationnelle à Destination des Décideurs Financiers d'Entreprise", *Cahier de Recherche ESCP*, N°97-135, École Supérieure de Commerce de Paris.

Vitrac, Didier, 2004, *Tout Savoir sur la Bourse*, Paris, Gualino Éditeur.

Vitrac, Didier, 1993, *Bien Débuter en Bourse*, Éditions Peyrat et Courtens.